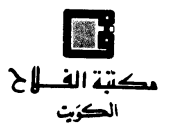


القياس النفسي

تأليف
الدكتور سعد عبد الرحمن
أستاذ القياس النفسي وعلم النفس الاجتماعي
جامعة الكويت



مكتبة الفلاح
الكويت

الطبعة الأولى
١٤٠٣هـ - ١٩٨٣م

مكتبة الفلاح - الكويت
ص.ب ٤٨٤٨ - الكويت - شارع بيروت - عمارة الحساوي
مقابل بريد حولي - تلفون ٥٤٧٧٨٤

القياس النفسي

بسم الله الرحمن الرحيم

الإهداء

إلى صاحب هذا الغرس
وصاحب هذا الثمر
إلى عبد العزيز القوصي

استاذاً رائداً
ومعلماً جليلا

أهدي هذا الجهد المتواضع

سعد عبد الرحمن



محتويات الكتاب

صفحة

الفصل الأول:

القياس في علم النفس ـ مفاهيم أساسية. ١٥

الفصل الثاني:

نظرية القياس في علم النفس ـ المسلمات والمستويات.

صفحة

صفحة

الفصل الثالث:

أدوات القياس في علم النفس: التحليل والبناء. ١٩١

صفحة

الفصل الرابع:
مقاييس الذكاء والقدرات.

الفصل الخامس:
مقاييس الشخصية.

صفحة

الفصل السادس:

مقاييس الاتجاهات النفسية.

الفصل السابع:

مقاييس العلاقات السوسيومترية.

تقديم

أقدم هذا الكتاب لكل من يهتم بموضوعات القياس والتقويم في علم النفس وكل مشتغل بالاختبارات والمقاييس وبالذات في مجال البناء والتحليل. وقد اهتممت إلى حد كبير بأن أجمع أطراف هذه الموضوعات من واقع الخبرة والممارسة سواء على مستوى الدراسة والتعلم أو التدريس والتعليم: فقد كانت تعليمات أساتذتي لتصحيح أخطائي خير معين لي على فهم أصول حرفة القياس في علم النفس وأراني شاكراً لهم وفي مقدمتهم اساتذتي عبد العزيز القوصي ومحمد خليفة بركات ومحمد نسيم رأفت والمرحوم فؤاد البهي السيد وفيليب ڤرنون وإداودز بنفولد وهارولد جيمس، كما كانت أيضاً أخطاء تلاميذي وحواري معهم من أجل تصحيح هذه الأخطاء على مدى ما يزيد على عشرين عاماً خير معين لي على تنظيم المعلومات والمعارف وترتيبها وتبويبها لتصاغ في برنامج تعليمي في مادة القياس النفسي.

ويضم هذا الكتاب سبعة فصول: يدور الفصل الأول حول المفاهيم الأساسية المتصلة بالقياس وخاصة فيما يتعلق بالأعداد وبعض القواعد الحسابية والرياضية التي تلزم دارس القياس النفسي وفي الفصل الثاني نتناول في شيء من التوضيح المسلمات الأساسية لنظرية القياس النفسي ومستويات القياس المختلفة مع بيان مفصل لكيفية التعامل الإحصائي مع كل مستوى من هذه المستويات.

وفي الفصل الثالث نستعرض في غير إيجاز تحليل وبناء أدوات القياس في علم النفس والمواصفات الأساسية لأداة القياس الجيدة وما يتعلق بهذه الأمور

من تفصيلات نجد أنها ذات أهمية لمن يريد إجادة الموضوع الرئيسي لهذا الكتاب.

وفي الفصل الرابع نستعـرض مقـاييس الذكـاء والقـدرات وفي الخامس مقاييس الشخصية وفي السادس مقايس الاتجاهات النفسية وأخيراً وفي الفصل السابع نشير الى مقايس العلاقات السوسيومترية.

وبعد

فأنني أرجو أن يجد القاريء في هذا الكتاب كل ما يمكن أن يساعده على تفهم مادة القياس النفسي.

الكويت في مارس ١٩٨٢

د. سعد عبد الرحمن

الفصل الأول

القياس في علم النفس - مفاهيم أساسية

هل يمكن لإنسان هذه الفترة الأخيرة من القرن العشرين أن يتصور هذا العالم بلا علم أو تقنية علمية؟ وهل يمكنه أن يتصور كذلك أن هذا العلم أو ذاك بلا موضوعية؟ إذا أمكنه أن يتصور ذلك فقد تصور عالماً عاجزاً ذا علم عاجز. فإن العالم بلا علم هو عالم عاجز. والعلم بلا موضوعية هو علم عاجز. وموضوعية العلم هي قدرته على القياس والتنبؤ.

وعلم النفس من العلوم التي نمت وتطورت من خلال الاحتكاك والتفاعل مع العلوم الأخرى فقد أخذ علم النفس الكثير عن هذه العلوم مثل الرياضيات وعلوم الحياة والعلوم الطبيعية وذلك أثناء محاولته الاستقلال عن الفلسفة بوصفها أم العلوم.

وكما هو معروف فإن ما أخذه علم النفس عن هذه النظم العلمية لم يكن المحتوى كما هو بل كان المنهج وطريقة الدراسة، إذ أن محتوى علم النفس يجب أن يتميز ويستقل بذاته عن سائر محتويات العلوم الأخرى، هذا المحتوى هو في أبسط صوره وأعقدها في نفس الوقت هو سلوك الإنسان.

وأما عن المنهج فقد أخذ علم النفس عن العلوم الطبيعية منهج التجريب وعن الرياضيات منهج القياس.

ومن الطريف أن هذين المنهجين قد تطورا وتقدما بصورة أسرع مما لو كانا لا يزالان جزأين من العلوم الطبيعية أو الرياضية. فمنهج التحليل

العاملي على سبيل المثال ابتدع واستنبط من أجل تحليل القدرات العقلية في ميدان علم النفس المعرفي، ومعاملات الارتباط بصورها المختلفة وكذلك الأدوات الاحصائية الأخرى أجهدت تطويراً وتحسيناً من أجل إيجاد العلاقات بين متغيرات السلوك الإنساني.

وبذلك يمكن أن نقول إن علم النفس علم ناقل مبدع نقل الكثير عن العلوم الأخرى ثم ابتدع الكثير أيضاً مما لم يمكن للعلوم الأخرى أن تبتدع وتجدد.

ونعود ونقول إن ما يميز موضوعية أي علم من العلوم هو قدرة هذا العلم على تطبيق منهج القياس ومن ثم التنبؤ لأنه بذلك يكون قد أكتمل كأداة علمية موضوعية صحيحة.

وعلم النفس كعلم إنساني سلوكي أشد ما يكون حاجة إلى مثل هذه القدرة على تطويع عمليتي القياس والتنبؤ.

وحقيقة الأمر أن محاولة استخدام منطق القياس في علم النفس ليس حديثاً كما نتصور ولكنه بدأ تقريباً مع بداية علم النفس كعلم أو قبل ذلك. فإذا كان علم النفس كما نعلم هو التقدير الكمي لسلوك الأفراد والمتغيرات التي تتعلق بهذا السلوك وتحدده فقد بدأ المشتغلون بعلم النفس في البحث عن أسباب سلوك الإنسان وقياس هذه الأسباب وتقديرها منذ أمد ليس بالقريب.

ونحن لا نعدم أن نستعرض في هذا الميدان الكثير من المحاولات وخاصة في المراحل الأولى لنمو علم النفس وتطوره حيث تدل هذه المحاولات على ما بذل من جهد من أجل قياس وتقدير سلوك الإنسان سواء في موضوعية أو غير ذلك.

فعلم الفراسة تجسيد لهذه المحاولات ودراسة خطوط الكف وقسمات الوجه وغير ذلك من الدلائل والمؤشرات التي تقود إلى معرفة كنه عقل الإنسان ما هي إلا محاولات من هذا النوع أيضاً.

ولكن لن نستعرض هذه المحاولات ـ فقد سبق أن ناقشناها في كتاب سابق[1] ـ بل سوف ننظر إلى القياس في علم النفس مند بدايته العلمية الموضوعية او بمعنى آخر عندما نبتت بذور الرياضيات والإحصاء والتجريب في نسيج هذا العلم التي لولاها ما قام علم النفس كعلم مستقل بمنهجه ومحتواه.

يقول جيلفورد وهو رائد من رواد القياس النفسي أن تقدم أي علم من العلوم إنما يقاس بقدرة هـذا العلم على تطـويـع واستخـدام ريـاضيـاتـه. ورياضيات علم النفس هي عمليات القياس. ومهما كان مقدار الصحة في قول جيلفورد فإنه مما هو معروف أن عملية القياس في أي ميدان تقود بالضرورة إلى القدرة على التنبؤ الذي هو ـ أي التنبؤ ـ الهدف القريب لأي علم من العلوم الذي يؤدي كذلك إلى الهدف البعيد وهو التحكم في البيئة الخارجية وضبط متغيراتها والسيطرة عليها. من أجل ذلك سوف نناقش في الفقرات التالية معنى القياس النفسي وما يتعلق به من مفاهيم حتى يستطيع القارىء عند نهاية هذا الفصل أن يلم بمعنى القياس وأسسه الرياضية ومنطقه وكذلك علاقته ببقية فروع علم النفس الأخرى.

معنى القياس:

القياس هو عملية وصف المعلومات (وصفاً كمياً) أو بمعنى آخر استخدام الأرقام في وصف وتبويب وتنظيم المعلومات أو البيانات في هيئة سهلة موضوعية يمكن فهمها ومن ثم تفسيرها في غير ما صعوبة. ويمكن أن نقول أيضاً أن القياس ـ كما يقول كامبل ـ إنما هو عملية تحويل الأحداث الوصفية إلى أرقام بناء على قواعد وقوانين معينة ـ ومعنى ذلك هـو أن القياس عبارة عن تحويل وصف الظواهر إلى ما هو أسهل من حيث التعامل وأكثر طاعة وقابلية إلى التحويل من حالة إلى أخرى ألا وهو الرقم.

وحقيقة الأمر أننا نستفيد من هذه العملية ـ عملية تحويل الحدث إلى

---

(١) السلوك الانساني تحليل وقياس المتغيرات مكتبة الفلاح الكويت ط٢ ١٩٧٧.

رقم ـ بكل خصائص العملية الرياضية فنتمكن من استخدام المنطق الرياضي حيث نكون في أشد الحاجة إليه. وبالتالي نتمكن من أن نحصل على أدق وصف للحدث أو الحالة أو الشيء. ولنأخذ مثالا لذلك:

عندما نقول «أحمد أطول من محمود»...

هذه عبارة وصفية تعطي فقط المعنى المطلوب فهمه وهو أن أحمد أكثر طولاً من محمود.

ويمكن أن نقول أيضاً «علي أطول من محمود»...

وهذه عبارة وصفية أخرى لها نفس دلالة العبارة السابقة أي أن علي أكثر طولاً من محمود.

ونصبح الآن في حاجة إلى عبارة ثالثة توضح علاقة علي بأحمد من حيث الطول ـ ولكن لا يمكن تحديد العبارة المطلوبة فقد تكون:

أحمد أطول من علي

أو أحمد أقصر من علي

أو أحمد يتساوى مع علي من حيث الطول.

والسبب في عدم قدرتنا على تحديد العبارة المطلوبة هو اعتمادنا على وصفية الحدث وليس على كميته.

والآن نحول كل الوصفيات السابقة إلى كميات فنقول:

أحمد طوله ١٨٠سم ومحمود طوله ١٦٠سم

∴ أحمد يفوق محمود طولا بمقدار: ١٨٠-١٦٠=٢٠سم

ونعود ونقول إن علي طوله ١٧٠سم ومحمود طوله ١٦٠سم

∴ علي يفوق محمود طولاً بمقدار: ١٧٠-١٦٠=١٠سم

ثم نقول أخيراً أن أحمد طوله ١٨٠سم وعلي طوله ١٧٠سم

∴ أحمد يفوق علي طولاً بمقدار: ١٨٠-١٧٠=١٠سم

وهكذا تحددت العبارة الثالثة التي توضح العلاقة بين أحمد وعلي من حيث الطول، وبالتالي أمكن لنا أن نحدد وضع كل من أحمد وعلي ومحمود على مقياس الطول.

هذه العملية هي عملية قياس وقد اقتضت ما يلي:

أولاً - قياس مقدار السمة التي يملكها كل من أحمد وعلي ومحمود ويشتركون جميعاً فيها وهي سمة الطول. حيث قمنا بقياس وتقدير طول كل منهم مستخدمين في ذلك الأداة المناسبة.

ثانياً - قياس الفرق بين قدر السمة التي يملكها كل منهم عن طريق الطرح البسيط كما لاحظنا في الخطوة التالية لقياس طول كل منهم.

وما قلناه عن الطول كسمة مشتركة بين هؤلاء الثلاثة يقال عن الوزن أو سرعة الجري أو عدد المرات التي يرتاد فيها كل منهم دار السينما أو غير ذلك.

ولكن... هل ينسحب ذلك - أي ما سبق أن قلناه - على السمات الأخرى مثل الذكاء أو القدرة الرياضية أو القدرة الميكانيكية أو الثبات الانفعالي أو القدرة الاجتماعية أو غير ذلك من القدرات الانسانية - عقلية كانت أم غير ذلك؟

إن الإجابة على هذا السؤال في صورة مباشرة أو غير مباشرة سوف تكون موضوع الجدل والحوار في هذا الكتاب. ولن ندخر وسعاً في محاولة التوضيح والإسهاب كلما دعى الأمر إلى ذلك.

هل الذكاء الإنساني مثل الطول أو الوزن؟

الاجابة البسيطة ترى أن هناك فرقاً بين كلا السمتين. فالطول أو الوزن سمة ملحوظة ملموسة بذاتها وكيانها ويمكن أن نستخدم لقياسها مقياساً مادياً.

أما الذكاء الإنساني فهو سمة يستدل عليها بأثرها وتأثيرها وليس ببنائها

أو كيانها - الأمر الذي يجعل قياسها قياساً مادياً موضوعياً أمراً ذا صعوبة خاصة تقتضي أن يكون هناك فرعاً من علم النفس اسمه القايس النفسي له أسسه وقواعده.

لذلك فإنه عند قياس ذكاء الأفراد يصبح تحديد كمية ما يملكه كل منهم من هذه السمة امراً افتراضياً بحتاً وتصبح عملية القياس في هذه الحالة قد عبرت الخطوة الأولى إلى الخطوة الثانية مباشرة وعليه أصبحت عملية القياس النفسي هي عملية قياس الفروق بين الأفراد في سمة ما أكثر منها عملية قياس كمية ما يملكه كل فرد من هذه السمة أو تلك والتي يشتركون فيها ويراد تحديد الوضع النسبي لكل فرد منهم على هذه السمة.

وعليه فإنه من الافتراض البحت أن نقول

إن (أ) يمتلك ٥٠ وحدة من الذكاء

، (ب) يمتلك ٧٠ وحدة من الذكاء

وعليه فإن (ب) يفوق (أ) بمقدار عشرين وحدة.

ولكن من المعقول ان نقول إن الفرد (ب) أكثر ذكاء من الفرد (أ) كما يدل على ذلك الفرق بينهما على مقياس ما.

وللتوضيح فإنه يمكن لنا أن نقول إن هذا المصباح أكثر قوة من ذلك المصباح في هذه الحجرة بالذات وذلك دون أن نتعرض إلى كمية الكهرباء (القوة) التي يملكها كل مصباح طالما أننا لسنا على علم بطبيعة الكهرباء.

وعلى هذا تصبح عملية القياس في علم النفس هي في الأصل اهتمام بالفروق بين الأفراد بالنسبة للسمات والخصائص المشتركة بينهم أكثر منها عملية قياس لكمية السمة العقلية أو النفسية التي يتميز بها كل فرد من الأفراد - ذلك لأننا لسنا على علم بطبيعة كل سمة من هذه السمات.

وربما كان تحديد عملية القياس على هذا النحو قد جاء نتيجة التطور

التاريخي لها. فنحن نلاحظ أن القياس في علم النفس قد تبلور نتيجة وجود اتجاهين واضحين.

أولها: ذلك الاتجاه المبني على التجريب الطبيعي والذي أصبح أساس علم النفس التجريبي فيما بعد.

وثانيهما: الاتجاه الذي استخدم الاختبار أو المقياس لتقدير سمة عقلية أو نفسية خاصة، وربما كان هذا الاتجاه هو الذي كون النواة الأساسية للقياس النفسي كما هو اليوم. إذ أن استخدام الاختبار يعني الاهتمام بالخصائص العقلية والسمات النفسية لأنها سوف تكون موضع القياس والتقدير، واستخدام الاختبار يعني أيضاً الاهتمام بالأدوات الاحصائية من أجل تحليل وتفسير نتائج هذه المقايس والاختبارات.

وعلى ذلك فإن القياس بهذا المعنى وعلى هذه الصورة ارتبط بالرياضيات الاحصائية واعتمد عليها ومن هنا جاء تطور علم القياس بمثل هذه السرعة وهذا المعدل بحيث فاق بقية فروع علم النفس على وجه العموم.

هذه الرياضيات الإحصائية التي اعتمد عليها القياس النفسي - وخاصة رياضيات الاحتمالات - لم تكن معروفة حتى سنة ١٦٠٠ إلا بالقدر الذي كان يمكن المقامر من التنبؤ بربحه أو خسارته أثناء مزاولته هذه اللعبة أو تلك. بل أن فريقاً من هؤلاء المقامرين راح يستشير المتخصصين في الرياضيات من أجل الإسهام في ابتداع قاعدة أو قانون يمكن عن طريقه أن يتنبأ المقامر بالربح أو الخسارة، ولكن لم ينجح الرياضيون في ذلك خاصة وأنهم كانوا في شغل شاغل بالمكتشفات الجديدة - آنذاك - في ميدان الهندسة التحليلية ورياضيات التفاضل والتكامل.

وأخيراً شهد القرن السابع عشر اول دراسة جدية في رياضيات الصدفة Math-of chance حيث نشر برنولي أول كتاب معروف يعالج هذه الموضوعات. وجاء بعده دي مواڤر ليكون أول من يصف المنحنى الاعتدالي في سنة ١٧٣٣. ومن هنا بدأ الاهتمام بهذا النوع من الرياضيات ففي سنة

١٨١٢ كتب لابلاس أشهر ما كتب عن نظرية الاحتمالات ثم جاء من بعده جاوس ليوضح الأهمية العملية والتطبيقية للمنحنى الإعتدالي.

ثم كان بعد ذلك كيتليت - المستشار الفلكي لملك بلجيكا في ذلك الوقت هو أول من استخدم المبادىء الإحصائية البسيطة وخواص المنحنى الاعتدالي في العلوم الاجتماعية والانسانية والحيوية. وبذلك أصبح كيتليت هو المشجع الأول للأدوات والوسائل الاحصائية - البسيطة - في القارة الأوروبية. فأشار بحفظ إحصائيات وسجلات أحوال الطقس والأحداث الاجتماعية مثل حالات المواليد والوفيات والجرائم بأنواعها المختلفة والزيجات وغير ذلك من الظواهر الاجتماعية - وكان كيتليت يقول دائماً « إن الطبيعة تستهدف إيجاد الرجل المتوسط ولكنها كثيراً ما تخطيء في ذلك فتعطي الانحراف عند كلا الجانبين».

وحقيقة الأمر أن الحلقة التي ربطت بين أفكار كيتليت هذا وبين علم النفس كانت أفكار فرانسيس جولتون عن الخصائص المكتسبة والخصائص الموروثة لبني البشر والذي تحول طموحه في دراسة هذه الأمور إلى التطبيق العملي فأنشأ مختبره الانثروبومتري في انجلترا سنة ١٨٨٢. وخلال دراساته الواسعة التي قام بها لم يكتف جولتون بالمنحنى الاعتدالي وخصائصه والأدوات الإحصائية البسيطة التي أشار إليها من سبقه ولذلك فقد استعان بكارل بيرسون في اكتشاف معامل الارتباط كأداة إحصائية والدرجات المقننة والوسيط وطرق الترتيب والتدريج كوسائل في قياس الخصائص الانسانية.

وهكذا تبلور الاتجاه الأساسي للقياس النفسي بعد أن وضع جولتون وبيرسون وفيشر وسبيرمان وبيرت الدعامات الأساسية للرياضيات الإحصائية التي قام عليها القياس. ومن ثم فإن فهم هذا النوع من الرياضيات يشكل قاعدة أساسية لفهم مادة القياس النفسي ولكنه لا يتطلب ذلك بالضرورة من القارىء خلفية رياضية خاصة - اللهم تلك العمليات الحسابية

الأولية التي يجب أن يكون القارىء على علم بها بالاضافة إلى دراسة المفاهيم الأساسية في الاحصاء الوصفي وخاصة في العلوم السلوكية. لذلك سوف نتعرض في شيء من التبسيط والتوضيح لبعض المفاهيم الرياضية اللازمة.

أولاً - المنطوق الرياضي والقاعدة

المنطوق هو تعبير من المفروض أو من المتفق عليه أن يكون صحيحاً دون الحاجة إلى إثبات أو برهان.

وبذلك يصبح المنطوق تعبيراً عما نفترضه ونسلم بصحته في العلاقة بين شيئين أو مجموعة من الأشياء. مثال ذلك:

نحن نسلم بصحة المنطوق التالي أ+ب=ب+أ

حيث أ شيء ما ، ب شيء آخر.

ومعنى هذا المنطوق أو المسلم أنه يمكن أن نضيف أ إلى ب أو أن نضيف ب إلى أ دون أن يكون هناك تغيير في الحصيلة النهائية لهذه العملية في الحالتين.

فنحن يمكن أن نقول ٧+٨=١٥ وأن ٨+٧=١٥

والنتيجة واحدة في كلتا الحالتين.

وبالمثل فإنه يمكن لنا أن نسلم بعكس هذا المنطوق عندما نستخدم منطوقاً آخر ينص على أن أ+ب لا تساوي ب+أ

أي أ+ب≠ ب+أ

ومعنى هذا المسلم أنه يمكن لنا إضافة أ إلى ب كما يمكن لنا أيضاً إضافة ب إلى أ ولكن النتيجة لا تكون واحدة في الحالتين. إذ أن **ترتيب عملية الإضافة** أصبح يحتل الأهمية الأولى في علاقة أ مع ب. وليس كما هو الأمر في حالة المنطوق السابق.

ومما هو معروف كذلك أنه إذا أردنا أن نبني نظاماً منطقياً متكاملاً فلا بد أن يكون هناك تناسق داخلي بين وحدات هذا النظام وبالتالي فإنه إذا كان مثل هذا النظام مبنياً من مجموعة من المنطوقات الرياضية فلا بد ألا يكون هناك تعارض بين منطوق ومنطوق آخر، كما يجب أن تكون العلاقة بين المنطوق الأول والمنطوق الثاني مثلاً علاقة تكاملية أي علاقة إكمال أو إتمام.

ومن مثل هذه النظم المتناسقة المتكاملة يمكن لنا أن نستبح أو نستنبط ما يمكن أن يسمى بالقاعدة Theorem فإذا كانت عملية الاستنباط هذه دقيقة وصحيحة فإن القاعدة سوف تكون أيضاً صحيحة بناء على صحة المسلمات أو المنطوقات التي بدأنا بها والتي تكون منها النظم الأساس.

ولنضرب لذلك مثالاً توضيحياً:

المنطوق رقم (١) الإنسان يسلك نتيجة دافع (أي أن السلوك دالة الدافع)

المنطوق رقم (٢) هدف الإنسان يحدد سلوكه (أي أن السلوك دالة الهدف)

المنطوق رقم (٣) الإنسان مزود بقدرات توجه سلوكه (أي أن السلوك دالة القدرة)

من هذه المنطوقات (١، ٢، ٣) يمكن أن نستنتج القاعدة التالية:

«يسلك الإنسان نتيجة دافع متجهاً إلى هدف يساعده في ذلك قدراته»
وهذه القاعدة صحيحة لأنها مستنبطة من تنظيم خاص من المنطوقات جميعها متكامل غير متناقض.

والمنطوق الأول لا يتعارض مع الثاني أو الثالث فوجود الدافع في خلفية سلوك الفرد لا يتعارض مع وجود الغرض أو الهدف الذي يسعى اليه ويكون في بؤرة شعوره واهتمامه وهذا بدوره لا يتعارض مع كون الفرد

مزود بمجموعة من القدرات والاستعدادات والخصائص التي تحكم انماط سلوكه وتسيطر عليها.

∴ ليس هناك تعارض أو تناقض بين المنطوقات الثلاثة التي تكون هذا التنظيم الأساس الذي بدانا به.

ومن زاوية أخرى نلاحظ أن هناك تكاملاً بين هذه المنطوقات الثلاثة فالأول يعبر عن العلاقة بين السلوك والدافع والثاني يعبر عن علاقة بين السلوك والهدف والثالث يعبر عن العلاقة بين السلوك والقدرة. وبالتالي فقد وضح التكامل بين هذه المنطوقات حيث كان هناك طرف علاقة معين هو السلوك وعدة أطراف أخرى تحاول أن تصفه وتحدده.

واستطراداً لما سبق فقد اقترح كامبل تنظيماً من المنطوقات الرياضية تساعد في عملية القياس وسوف نستعرض هذه المنطوقات في شيء من التبسيط المناسب للقارىء:

المنطوق رقم (١) إما أن م = ں أو أن م ≠ ں (لا تساوي ں) ومعنى ذلك انه في كل حالة من حالات القياس إذا وجدت الكميتان م، ںمعاً فإما أن يكونا متساويتين أو غير متساويتين. ولتوضيح ذلك فإنه إذا كانت هناك علاقة كمية بين الذكاء والقدرة على القراءة وعلاقة أخرى كمية بين الذكاء والقدرة العددية أو الرياضية فإن هاتين العلاقتين قد يكونا متساويتين أو غير ذلك.

المنطوق رقم (٢) إذا كانت م = ں فإنه لا بد وأن ں = م وهذا طبيعي لأنه إذا سلمنا بالتساوي بين الكميتين فإن أيهما سوف تساوي الأخرى بالضرورة.

المنطوق رقم (٣) إذا كانت م = ں، ں = هـ فإن م = هـ وهذا المنطوق يعبر عن العلاقة البسيطة المتتالية بين الكميات الثلاث م، ں، هـ.

ويمكن توضيح معنى هذا المنطوق إذا أخذنا في اعتبارنا جوازا المتغير

الوسيط الذي يربط بين متغيرين، مثل القدرة على القراءة وحجم الجسم والعمر الزمني للطفل.

المنطوق رقم (٤) إذا كانت ﺃ أكبر من ب فإن ب لا بد أن تكون أصغر من ﺃ.

ومعنى ذلك أن العلاقة بين ﺃ، ب علاقة غير متكافئة أي أنه لا يمكن لنا أن نضع ﺃ مكان ب أو ب مكان ﺃ.

وبهذا أصبح العنصر ﺃ في وضع يختلف تماماً عن وضع العنصر ب.

المنطوق رقم (٥) إذا كانت ﺃ أكبر من ب، ب أكبر من ﻫ إذن لا بد أن تكون ﺃ أكبر من ﻫ.

أي أن إذا كانت ﺃ > ب، ب > ﻫ ∴ ﺃ > ﻫ

ومعنى ذلك أن العلاقة التي يعبر عنها هذا المنطوق علاقة اتجاه واحد تبدأ من عند ﺃ وتنهي حتماً عند ﻫ.

فإذا كان معامل ذكاء الطفل (ﺃ) أعلى من معامل ذكاء الطفل (ب) ومعامل ذكاء الطفل (ب) أعلى من معامل ذكاء الطفل (ﻫ) فإنه ولا بد أن يكون معامل ذكاء الطفل (ﺃ) أعلى من معامل ذكاء الطفل (ﻫ).

وتسمى هذه علاقة خطية في اتجاه واحد.

وحتى نوضح العلاقة التي يعبر عنها هذا المنطوق ننظر إلى هذا المثال **العكس:** فريق الكرة (ﺃ) هزم فريق الكره (ب) وفريق الكرة (ب) هزم فريق الكرة (ﻫ). فإذا حدث ـ وهذا محتمل ـ أن يهزم فريق الكرة (ﻫ) فريق الكرة (ﺃ) فإن العلاقة لا تصبح خطية ولكنها تصبح غير ذلك.

المنطوق رقم (٦) إذا كانت ﺃ = ص وكانت ب أكبر من الصفر فإن ﺃ + ب تكون أكبر من ص.

وهذا يعني أن إضافة الصفر إلى أي رقم لا تغير من قيمته كما أن أي مقدار أكبر من الصفر يغير من قيمة الرقم الذي يضاف إليه.

المنطوق رقم (٧) إذا كانت أ = س، ب = ص

فإن أ + ب = س + ص

المنطوق رقم (٨) أ + ب = ب + أ

أي أن ترتيب إضافة العنصر أ الى العنصر ب لا تغير من نتيجة عملية الإضافة.

المنطوق رقم (٩) (أ + ب) + هـ = أ + (ب + هـ) = ب + (أ + هـ)

وبمعنى آخر فإن ترتيب عملية الاضافة بين هذه العناصر الثلاثة أ، ب، هـ لا يؤثر في حصيلة عملية الاضافة.

هذه المنطوقات التسعة يمكن أن تكون فيما بينها تنظيماً خاصاً يساعد على عملية القياس أي عملية تحويل الأشياء والأحداث إلى أرقام أو عملية ملاحظة وتقدير الفروق والتماثل بين العناصر.

ثانياً ـ خواص الأرقام

الأرقام هي أساس عملية القياس إذ أنها الوحدات البنائية التي عادة ما تستخدم في تكوين أي نظام قياس من أجل التقدير الكمي لأي ظاهرة من الظواهر، وهذا التقدير سوف يؤدي إلى المقارنة بين ظاهرة وأخرى ومن ثم استنباط القاعدة أو القانون الذي يمكن أن يتم التنبؤ على أساسه. ومن هنا كانت أهمية الرقم وخواصه وتعريفه.

هناك تعريف يقترحه برتراند راسل عندما يقول إن الرقم هو صنف الأصناف أو رتبة الرتب جميعاً «Class of all Classes» وهذا تعريف فيه الكثير من تجريد الفيلسوف الذي يرى دائماً وأول ما يرى هياكل الأشياء وأساسياتها قبل أن يرى الشكليات الظاهرة لهذه الأشياء ويمكن على أية حال

أن نوضح ما يقصد اليه راسل - بقدر ما نفهمه نحن - عن طريق المثال التالي:

لنفرض أن هناك عدة مجموعات من الأشياء والمواد المختلة كما يلي:

(أ) ٤ قطع من الطباشير
(ب) ٤ أولاد
(جـ) ٤ قطع من الحلوى
(د) ٤ قطط
(هـ) ٤ أزهار

فنحن نقول هنا أن (الصنف) المشترك بين (الأصناف) الخمسة السابقة هو الرقم ٤ حيث يمثل الخاصية المشتركة بين المجموعات أ، ب، جـ، د، هـ - بغض النظر عن خصائص العناصر التي تشكل كل مجموعة على حدة. وبذلك يصبح الرقم ٤ هو صنف الأصناف أو رتبة الرتب.

وهناك مثال توضيحي آخر عندما نتكلم عن مجموعة من الأرقام مثل ١ - ٢ - ٣ - ٤ - ٥ ونقول إن أي رقم منها له علاقة الرتبة بالأرقام الأخرى من نفس المجموعة والرقم ٢ هو ضعف الوحدة أو الرقم ١ والرقم ٤ ضعف الرقم ٢ وأربعة أمثال الوحدة. وهكذا يمكن أن نجد علاقة مماثلة بين كل رقم وآخر من سلسلة الأرقام في أي مجموعة من المجموعات وبذلك يصبح كل رقم في حد ذاته هو رتبة بقية الرتب أو بقية الأرقام ومن ثم تصبح العلاقة من الأرقام جميعاً كما يعبر عنها راسل بأن الرقم هو رتبة الرتب. وعليه يمكن أن نلخص خواص الارقام كما تتطلبها عملية القياس على النحو التالي:

١ - خاصية التفرد بالذاتية
٢ - خاصية الترتيب
٣ - خاصية الاضافة

١ - فالتفرد بالذاتية* هي خاصية تميز كل رقم عن رقم آخر فلا بد أن يختلف الرقم ٩ عن الرقم ٧ في كل خواصه وخصائصه واولها أن الرقم ٩ يماثل الوحدة تسع مرات بينما الرقم ٧ يماثلها ٧ مرات فقط ثم أن المفهوم الذي يدل عليه كل منهما لا بد وأن يكون مختلفاً عن الآخر. وبالتالي أصبحت هناك ذات متفردة أو ذات مفردة للرقم ٩ تختلف عن الذات المفردة للرقم ٧.

وبناء على هذه الخاصية - خاصية التفرد بالذاتية - يمكن أن نكون مقياساً يبدأ بأي رقم وينتهي بأي رقم ونحن على ثقة بأن كل وحدة من وحدات هذا المقياس تختلف تماماً عن الوحدة الأخرى كما يتضح مثلاً في «المسطرة» التي نستخدمها في قياس الأطوال والمسافات فإذا كانت تبدأ من الرقم (١) وتنتهي عند الرقم (٣٠) فنحن على ثقة بأن الوحدة الأولى تقيس ما طوله سنتيمتر واحد بينما الوحدة الأخيرة تدل على ما طوله ثلاثون سنتيمتراً ويعني هذا أنه تختلف الوحدة الأولى عن الثانية عن الثالثة.... حتى الأخيرة من حيث ما تدل عليه كل منها أي من حيث المدرك والمفهوم والدلالة التطبيقية. كذلك إذا أردنا أن نكون مقياساً للاتجاه نحو موضوع ما فإننا نعتمد بالضرورة على هذه الخاصية - خاصية تفرد الرقم بالذاتية - في اقتراحنا لهذا المقياس، مثال ذلك:

مكان المرأة الطبيعي هو المنزل ١ ٢ ٣ ٤ ٥

وهنا يدل الرقم ٥ على الموافقة المطلقة على محتوى هذه العبارة، والرقم ٤ على الموافقة أما الرقم ٣ فيدل على عدم التأكد من الموقف حيال هذه العبارة بينما يدل الرقم ٢ على الرفض أما الرقم ١ فيدل على الرفض المطلق لما جاء في هذه العبارة.

ومعنى ما سبق هو أننا وثقنا تماماً من أن الرقم ١ يختلف عن الرقم ٢، ٣، ٤، ٥ ومن ثم أعطى كل رقم من هذه الأرقام معنى خاصاً ومفهوماً

* راجع المنطوقات الرياضية رقم ١، ٢، ٣.

محدداً يختلف عما أعطى للرقم الآخر. وهذا ما يعطى لهذه العبارة (وحدة من وحدات المقياس) خاصية القياس أو التقدير.

ولو لم يتفرد كل رقم بذاته لما أمكن لأي مقياس من المقايس أن تكون له خاصية القياس.

٢ - والخاصية الثانية للأرقام هي خاصية التنظيم بالرتبة أو الترتيب* وهي خاصية في الحقيقة تعتمد على أن كل رقم له ذاتية الخاصة به والتي تميزه عن الرقم الآخر وتعتمد أيضاً على أن كل رقم له علاقة متضاعفة مع الوحدة حيث نجد أن ٣ تزيد عن ٢ وأربعة تزيد عن ثلاثة وخمسة تزيد عن أربعة وهكذا.

وعملية الترتيب في حد ذاتها من العمليات المستخدمة في جميع المجالات فعلى سبيل المثال يمكن لنا أن نرتب بعض قطع من المعادن أو الأحجار حسب درجة صلابة كل منها كما يمكن أن ترتب هذه القطع حسب وزن كل منها أو ابعادها أو درجة لمعانها أو غير ذلك من الخواص. ولكن - وفي كل مرة هناك معيار خاص لترتيب هذه العناصر أو الأشياء: وهو معيار كمي يعتمد على مدى قرب أو بعد كل عنصر عن وحدة خاصة - مثل وحدة الوزن أو وحدة الطول أو وحدة الصلابة أو غير ذلك.

وبالمقارنة فأنه يمكن أن نستخدم منطق الترتيب هذا في عمليات القياس النفسي فعندما نحصل على الدرجات النهائية للأفراد في اختبار من الاختبارات النفسية أو العقلية يمكن بل يجب أن تقبل هذه الدرجات عملية الترتيب سواء كان هذا الترتيب تصاعدياً أو تنازلياً. كما يمكن استخدام عملية الترتيب عند المقارنة بين الأفراد من حيث خاصة معينة من الخصائص السيكلوجية فيمكن للفاحص أن يرتب الأفراد حسب خاصية الثبات الانفعالي مثلاً أو الميل الاجتماعي أو غير ذلك من الخصائص.

وهو في كل مرة يعتمد على معيار كمي يعبر عن مدى بعد أو قرب الفرد من (وحدة) الخاصية التي يتم الترتيب على أساسها.

٣ _ والخاصية الثالثة للأرقام هي خاصية الاضافة* وهي توضح أن عملية إضافة الأرقام بعضها إلى بعض لا بد وأن تعطي من النتائج ما هو نسق متناسق كنظام رقمي فإن إضافة ٥ + ٤ = ٩

، ٧ + ٦ = ١٣

وهذا يعني أنه طالما أن ٥ أصغر من ٧، ٤ أصغر من ٦ فإن حاصل جمع ٥ + ٤ لا بد وأن يكون أصغر من حاصل جمع ٧ + ٦. وهذا نسق متناسق.

هذه هي النقطة الأولى أما النقطة الثانية فهي أن المقصود بعملية الاضافة ليس عملية الجمع البسيط فقط مثل ٣ + ٤ = ٧ ولكن الحقيقة التي يجب أن يلم بها دارس القياس النفسي هي أن خاصة الاضافة تعني العمليات الحسابية الأربعة الأساسية فهي تعني الجمع والطرح والضرب والقسمة. فاما عن الجمع البسيط فهو واضح فإن إضافة ٦ إلى ٨ يعبر عنها بعملية جمع هي ٦ + ٨. وبذلك تتضح العلاقة بين عملية الجمع البسيط وخاصة الاضافة. وأما عن الطرح البسيط فنحن نتصورها دائماً على أنها علاقة سالبة بين رقمين مثل ٨ – ٢ = ٦ والحقيقة أنه يمكن إعادة صياغة هذه العملية البسيطة لتصبح + ٨ – ٢ = + ٦ أي أنها عملية جمع جبري أو إضافة رقم موجب الاشارة هو + ٨ إلى رقم سالب الاشارة هو – ٢.وهذا يعني أن عملية الطرح هي في حقيقتها عملية جمع أو إضافة.

وبالمثل يمكن أن نوضح علاقة خاصة الاضافة بكل من عمليتي الضرب والقسمة فالضرب هو عملية جمع مركب أو متكرر فإن ٤ + ٤ + ٤ + ٤ + ٤ تساوي ٢٠ وهي عبارة عن ٤×٥.

وأما عملية التقسيم أو (القسمة) فهي عملية طرح مركبة أو متكررة أو بمعنى آخر هي عملية مركبة خطواتها عبارة عن إضافة رقم موجب الاشارة الى رقم آخر سالب الاشارة كما سبق أن أوضحنا.

* راجع المنطوقات الرياضية رقم ٦، ٧، ٨، ٩.

فإذا أردنا تقسيم ٣٦ ÷ ٤ نجد أن الناتج = ٩

ويمكن ملاحظة خطوات هذه العملية كما يلي:

(١) + ٣٦ - ٤ = + ٣٢
(٢) + ٣٢ - ٤ = + ٢٨
(٣) + ٢٨ - ٤ = + ٢٤
(٤) + ٢٤ - ٤ = + ٢٠
(٥) + ٢٠ - ٤ = + ١٦
(٦) + ١٦ - ٤ = + ١٢
(٧) + ١٢ - ٤ = + ٨
(٨) + ٨ - ٤ = + ٤
(٩) + ٤ - ٤ = صفر

عدد الخطوات تسع (٩) وهو خارج القسمة.

من هنا يتضح صحة ما زعمناه سابقاً من أن خاصة الإضافة التي تميز الأرقام هي في الحقيقة عبارة عن العمليات الحسابية الأساسية الأربعة. ولكن ما معنى ذلك كله بالنسبة للقياس في علم النفس وما جدوى هذه المناقشة والتوضيحات في خواص الأرقام؟

لا بد أنك طالعت بعض الاختبارات النفسية إن لم يكن للتخصص والدراسة من مقررات سابقة فقد يكون من أجل معرفة كيف يختبرون النفس الإنسانية. وليكن مثالنا اختباراً من اختبارات الشخصية حيث نجد أنه عادة ما يتكون من مجموعة من العبارات أو البنود قد يصل عددها أحياناً إلى أكثر من ٢٠٠ أو ٣٠٠ وأمام كل عبارة من تلك العبارات بعض الإجابات: اثنتين أو ثلاثة وكل إجابة لها دلالة معينة. ويقوم المفحوص كما هومعروف بقراءة الاختبار والإجابة عليه. وبعد ذلك تصبح لهذا المفحوص درجة نهائية من اختبار الشخصية هذا.

ولكن كيف أمكن الحصول على مثل هذه الدرجة النهائية؟

في بعض الاختبارات يقوم الفاحص بجمع الإجابات (الصحيحة) معطياً كلاً منها الوحدة كوزن مميز فيصبح الجمع النهائي (البسيط) هو الدرجة النهائية للمفحوص. ومعنى هذا أيضاً أن الفاحص أعطى الإجابة (غير الصحيحة) كمية الصفر كوزن مميز.

وفي بعض الاختبارات الأخرى يعطى الفاحص الوزن +١ للإجابة الصحيحة والوزن −١ للإجابة غير الصحيحة ثم يقوم بجمع أوزان العبارات المختلفة جمعاً جبرياً ـ كما سبق الإشارة ـ وتكون الحصيلة هي الدرجة النهائية للمفحوص. ومعنى ذلك أنه في هذه الاختبارات وغيرها جاءت الدرجة النهائية للمفحوص بناء على خاصة الإضافة التي تتميز بها الأرقام فلولا هذه الخاصية لما أمكن الحصول على درجة نهائية لأي مفحوص على أي اختبار ولما أصبحت لكل اختبار وحدته البنائية الخاصة به حيث تكون العبارة هي وحدة القياس وليس الاختبار.

ثالثاً ـ النزعة المركزية للأرقام

الأرقام التي نتعامل معها دائماً في القياس لها نزعتان أو تميل دائماً إلى أحدى نهايتين أما إلى التمركز **Central tendency** وهذه نزعة أو ميل يقيسه عدة أدوات رياضية بسيطة يحسن بدارس القياس النفسي أن يتعرف عليها. وأما الميل الآخر أو النزعة الأخرى فهي نزعة إلى التشتت **Variability** وهذه نزعة لها أدواتها الرياضية البسيطة أيضاً لحسابها وتقديرها.

أما بخصوص الميل الأول أو النزعة الأولى ـ النزعة المركزية ـ فإذا نظر الطالب إلى أي مجموعة من الأرقام في جدول ما أو توزيع ما فإنه سوف يبحث دائماً عن شيء عام يربط هذه الأرقام معاً شأنه في ذلك شأن من يزور بلداً من البلاد لأول مرة حيث نجده يتفرس في وجوه أهالي هذا البلد محاولاً

أن يجد مجموعة من الملامح المشتركة بينهم بحيث إذا التقى بأي من هؤلاء فيما بعد يستطيع أن يقول إن هذا الشخص أو ذاك ينتمي مثلاً إلى السويد أو إلى انجلترا أو غير ذلك.

ومحاولة الفرد هذه هي في الحقيقة محاولة «لمركزة» ملامح هؤلاء الأفراد جميعاً في وجه عام مشترك أو بمعنى آخر هي محاولة لإيجاد الفرد المتوسط أو الوجه المتوسط لهذه الوجوه والملامح جميعاً.

ونفس الشيء يقال في حالة دراسة الأرقام حيث نبحث عن «مركزة» هذه الأرقام جميعا في رقم متوسط يحمل خواصها وملامحها بل وينتمي إليها ممثلاً كل رقم منها. وأبسط خطوات البحث هي حساب المتوسط الحسابي لهذه الأرقام **Mean** أو حساب الوسيط **Median** أو حساب المنوال **Mode**. حيث أنه عند حساب هذه الدلائل تصبح أمامنا الفرصة السانحة لعملين على جانب كبير من الأهمية:

١ - إيجاد ذلك الرقم المتوسط الذي يدل على خصائص أرقام مجموعة من المجموعات فيكفي أن ننظر إلى ذلك الرقم المتوسط لنعرف الكثير عن خصائص هذه المجموعة من الأرقام كما ننظر إلى الرجل الإنجليزي المتوسط لنعرف الكثير عن خصائص الشعب الانجليزي على سبيل المثال.

وعندما يقوم المعلم بإجراء اختبار في مادة الحساب مثلاً بين تلاميذ الفصل فإنه يميل عادة إلى الكلام عن هذا الفصل بصورة عامة من حيث درجة القوة أو الضعف في هذه المادة وسبيله إلى ذلك هو البحث عن الدرجة المتوسطة أو حساب الدرجة المتوسطة لهؤلاء التلاميذ.

٢ - بناء على الخطوة الأولى والتي قام بها المعلم لحساب المتوسط أو الدرجة المتوسطة فإنه يمكن أن نقارن بين عدة فصول أو مجموعات من وقت واحد فنقول إن هذا الفصل أقوى من ذاك اعتماداً على مقارنة هذه المتوسطات بعضها ببعض.

حساب المتوسط

يمكن حساب المتوسط كما هو معروف عن طريق جمع الدرجات جميعاً ثم تقسيمها على عدد هذه الدرجات، أو عدد أفراد المجموعة. وبطبيعة الحال فإن ما سوف نسوقه هنا من مثال أو أمثلة إنما هو لتوضيح الفكرة فقط إذ أنه من الممكن إستخدام الآلات الحاسبة الحديثة في حساب المتوسط مباشرة.

لنفرض مثلاً أن الفصل الدراسي الذي أجرى عليه المعلم اختبار الحساب مكون من ثلاثين تلميذاً وكانت درجاتهم كما يلي في هذا الاختبار.

جدول رقم (١)

رقم التلميذ	الدرجة	رقم التلميذ	الدرجة	رقم التلميذ	الدرجة
١	٣١	١١	٤٦	٢١	٢٦
٢	٢٥	١٢	٤٢	٢٢	٢٦
٣	٢٥	١٣	٣٥	٢٣	٢٧
٤	٣٠	١٤	٣٠	٢٤	٤١
٥	٤٢	١٥	٢٨	٢٥	٤٠
٦	٤٤	١٦	٢٨	٢٦	٣٢
٧	٣٢	١٧	٢٤	٢٧	٣١
٨	٤٠	١٨	٣٧	٢٨	٣٦
٩	٤٠	١٩	٣٩	٢٩	٢٩
١٠	٣٤	٢٠	٤٠	٣٠	٤٠

فإذا أراد المعلم أن يحسب المتوسط البسيط فإن عليه أن يجمع هذه الدرجات جميعها ويقسمها على ٣٠ (وهو عدد التلاميذ) وذلك كما في القانون التالي:

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الأفراد}} \quad \text{أو} \quad م = \frac{\text{مج س}}{ن}$$

حيث م = المتوسط مج س = مجموع الدرجات ن = عدد أفراد الجماعة

$\therefore$ م = $\frac{١٠٢٠}{٣٠}$ = ٣٤ وهو متوسط درجات هذه المجموعة المكونة من ثلاثين تلميذاً.

ولكن أحياناً لا تكون الدرجات متفرقة كما هي الحال في (جدول رقم١) حيث كل تلميذ وقد رصدت درجته أمامه. فقد تكون الدرجات متجمعة فيما يسمى بالتجمع التكراري حيث تكون هناك فئات للدرجات وأمام كل فئة عدد التلاميذ الذين تقع درجاتهم في اختبار الحساب ضمن حدود هذه الفئة. ويطلب من المعلم ان يحسب المتوسط لهذه المجموعة. ولنأخذ نفس المثال السابق في جدول رقم (١): فمن الملاحظ في ذلك الجدول أن أقل درجة هي ٢٤ وأن أعلى درجة هي ٤٦ أي أن مدى الدرجات هو من ٢٤ إلى ٤٦. وبذلك سوف نوزع هذه الدرجات على فئات بحيث تكون مدى (اتساع) الفئة خمس درجات مثلاً فنجد أن في:

أ	- الفئة من	٢٤ - ٢٨	هناك	٨	تلاميذ
ب	- الفئة من	٢٩ - ٣٣	هناك	٧	تلاميذ
جـ	- الفئة من	٣٤ - ٣٨	هناك	٤	تلاميذ
د	- الفئة من	٣٩ - ٤٣	هناك	٩	تلاميذ
هـ	- الفئة من	٤٤ - ٤٨	هناك	٢	تلميذان

بعد ترتيب درجات التلاميذ في هذه الفئات نبحث عن الدرجة التي تتوسط كل فئة من هذه الفئات وتسمى مركز الفئة فعلى سبيل الفئة الأولى وهي من ٢٤ إلى ٢٨ يمكن أن تفصل كما يلي:

٢٤ – ٢٥ – ٢٦ – ٢٧ – ٢٨ ومعنى ذلك أن الدرجة التي تتوسط هذه الفئة (أو السلسلة الرقمية) هي الدرجة ٢٦. ويمكن بالمثل إيجاد مراكز الفئات الأخرى. ولكن هناك قاعدة بسيطة يمكن أن يلم بها الدارس فيستخدمها لحساب مركز الفئة مباشرة. فمن المعروف أن الفئة التي تبدأ من ٢٤ وتنتهي عند ٢٨ ليست كذلك فعلاً ولكنها في الواقع تبدأ من ٢٣,٥ وتنتهي عند ٢٨,٥ لأن الرقم ٢٤ في حد ذاته يبدأ عند ٢٣,٥ والرقم ٢٨ ينتهي عند ٢٨,٥. وعليه تصبح القاعدة المستخدمة لحساب مركز الفئة هي:

$$\text{مركز الفئة} = \text{الحد الأدنى للفئة} + \frac{\text{الحد الأعظم للفئة} - \text{الحد الأدنى للفئة}}{٢}$$

$$= ٢٣,٥ + \frac{٢٨,٥ - ٢٣,٥}{٢}$$

$$= ٢٣,٥ + ٢,٥ = ٢٦$$

بعد حساب مراكز الفئات يصبح التنظيم السابق كما يلي:

الفئة (ف)	التكرار (ك)	مركز الفئة (م)	ك × م
٢٤ – ٢٨	٨	٢٦	٢٠٨
٢٩ – ٣٣	٧	٣١	٢١٧
٣٤ – ٣٨	٤	٣٦	١٤٤
٣٩ – ٤٣	٩	٤١	٣٦٩
٤٤ – ٤٨	٢	٤٦	٩٢
		مج	١٠٣٠

جدول رقم (٢)

ثم نضرب التكرار ك × مركز الفئة (م) ونجمع حواصل الضرب لنحصل على مج ك م حيث نحصل على المتوسط من القانون:

$$\text{مَ (المتوسط)} = \frac{\text{مج ك م}}{\text{ن}}$$

حيث ن هي عدد الحالات

$\therefore$ ص = $\frac{١٠٣٠}{٣٠}$ = ٣٤,٣ وهو يساوي تقريباً المتـوسـط الذي سبـق ان حسبناه من الدرجات المتفرقة. ولكن هناك سؤال يقفز إلى ذهن القارىء لماذا لم يكن المتوسط واحداً بالضبط في الحالتين؟

لاحظ أنه في حالة جمع الأرقام في فئات عددية كما سبق يفقدها استقلالها الذاتي وتعبيرها عن أشياء مختلفة وبالتالي تم إختيار مركز الفئة كرقم متوسط يمثل كل الأرقام التي تحتويها الفئة. ومن هنا جاء عدم التطابق التام بين قيمتي المتوسط.

فعلى سبيل المثال يمكن أن نلاحظ في الفئة الأخيرة (٤٤ ـ ٤٨) ان المركز أو الرقم المتوسط فيها هو ٤٦ رغم أنه لا يوجد في الجدول الأصلي غير ٤٦ واحدة فقط ويشترك معها في نفس الفئة رقم آخر هو ٤٤ فكأن مركز الفئة وهو ٤٦ يمثل كلاً من ٤٦، ٤٤.

وهناك طريقة ثـالثـة ومختصرة لحسـاب المتـوسـط تعتمـد على جـدول التكرارات أو الفئات وتسمى طريقة حساب المتوسط عن طريق الافتراض ويمكن توضيح هذه الطريقة في الخطوات التالية:

١ ـ الخطوة الأولى هي أن نقوم بإعداد جدول التكرارات كما سبق بحيث يضم هذا الجدول مدى الفئة ومركز الفئة والتكرار وذلك على النحو التالي:

الفئة	مركز الفئة	التكرار
٢٤ – ٢٨	٢٦	٨
٢٩ – ٣٣	٣١	٧
٣٤ – ٣٨	٣٦	٤
٣٩ – ٤٣	٤١	٩
٤٤ – ٤٨	٤٦	٢

٢ ـ الخطوة الثانية هي أن نفترض متوسطاً ما وغالباً ما يكون هذا المتوسط المفترض هو مركز الفئة التي تتوسط التوزيع أو الفئة التي تحوي أكبر تكرار. وسوف نختار هذا المتوسط المفترض على أنه مركز الفئة الوسطى أي (٣٤ ـ ٣٨) وهو ٣٦.

٣ ـ الخطوة الثالثة هي أن نعين مقدار انحراف مركز كل فئة من الفئات التي تعلو هذه الفئة أو التي تليها على أن تكون وحدة هذا الانحراف هي اتساع (مدى) الفئة.

فعلى سبيل المثال نجد أن مركز الفئة الأولى هو ٢٦ بينما مركز الفئة المختارة أو المتوسط المفترض هو ٣٦. فيكون مقدار الإنحراف مقدار بوحدات مدى الفئة

هو $\frac{٢٦ - ٣٦}{٥} = -٢$

حيث ٥ هي مدى الفئة.

ثم نجد الفئة الثانية ومركزها ٣١ ذات انحراف عن المتوسط المفترض

يساوي $\frac{٣١ - ٣٦}{٥} = -١$

وأما الفئة الثالثة فإن مركزها هو نفسه المتوسط المفترض أي أن

الانحراف في هذه الحالة = صفراً حيث $\frac{٣٦ - ٣٦}{٥}$ = صفر

ثم الفئة الرابعة ومركزها ٤١ نجد أنه ينحرف عن هذا المتوسط

المفترض كما يلي $\frac{٤١ - ٣٦}{٥} = +١$

ثم الفئة الخامسة ومركزها ٤٦ نجد أنه ينحرف عن هذا المتوسط

بمقدار + ٢ حيث $\frac{٤٦ - ٣٦}{٥} = +٢$

ثم نرصد هذه النتائج في الجدول التالي:

الفئة	مركز الفئة	التكرار (ك)	الانحراف عن المتوسط المفترض (ح َ)	مج ك ح
٢٤ – ٢٨	٢٦	٨	– ٢	– ١٦
٢٩ – ٣٣	٣١	٧	– ١	– ٧
٣٤ – ٣٨	٣٦	٤	صفر	صفر
٣٩ – ٤٣	٤١	٩	+ ١	+ ٩
٤٤ – ٤٨	٤٦	٢	+ ٢	+ ٤
				– ١٠

جدول رقم (٣)

٤ – الخطوة الرابعة هي إيجاد حاصل ضرب التكرار ك × الانحراف ح َ لنحصل على ك ح َ ثم نحسب المجموع الجبري كما هو في العمود الأخير من الجدول ويساوي – ١٠.

٥ – بعد ذلك نقسم هذا المجموع (– ١٠) على عدد أفراد المجموعة (٣٠) لنحصل على متوسط هذه الانحرافات ونضرب الناتج في مدى الفئة (٥) لنحصل على ما يسمى برقم التصحيح للمتوسط ويساوي

$$= \frac{-١٠}{٣٠} \times ٥ = - ١\frac{٢}{٣}$$

٦ – نجمع هذا الرقم على المتوسط المفترض جمعاً جبرياً فينتج المتوسط الحقيقي أي ٣٦ – $١\frac{٢}{٣}$ = ٣٤,٣

وهو نفس المتوسط الذي حصلنا عليه من الطريقة السابقة.

ومن أجل التوضيح لنفترض أننا أخترنا فئة أخرى وحددنا مركزها على أنه المتوسط المفترض ولتكن هي الفئة قبل الأخيرة (٣٩ ـ ٤٣) وهي التي

تضم أكبر عدد من الأفراد (أعلى تكرار) وبذلك يصبح المتوسط المفترض هو مركز هذه الفئة أي ٤١. وسوف نوضح الخطوات السابقة في الجدول التالي:

الفئة	مركز الفئة	التكرار ك	الانحراف ح'	مح ك ح'
٢٤ - ٢٨	٢٦	٨	- ٣	- ٢٤
٢٩ - ٣٣	٣١	٧	- ٢	- ١٤
٣٤ - ٣٨	٣٦	٤	- ١	- ٤
٣٩ - ٤٣	٤١	٩	صفر	صفر
٤٤ - ٤٨	٣٦	٢	+ ١	+ ٢
				- ٤٠

جدول رقم (٤)

رقم التصحيح = - $\frac{٤٠}{٣٠}$ × ٥ = - ٦ $\frac{٢}{٣}$

المتوسط الحقيقي = ٤١ - ٦ $\frac{٢}{٣}$ = ٣٤,٣

ومعنى ذلك أن النتيجة سوف تكون واحدة مهما اختلف مكان المتوسط المفترض.

بذلك نكون قد استعرضنا ثلاث طرق لحساب المتوسط الحسابي: أولها هي الطريقة التقليدية حيث نجمع جميع الدرجات ونقسمها على عددها وهذه أكثرها دقة، والطريقة الثانية هي طريقة استخدام الجدول التكراري العادي بصورة مطولة لحساب المتوسط والطريقة الثالثة هي طريقة استخدام نفس الجدول بصورة قصيرة مختصرة.

ونعود ونكرر أن الآلات الحاسبة يمكن أن تعين الطالب على حساب

المتوسط مباشرة بعد إدخال الدرجات الخام دون تبويب في جداول تكرارية أو استخدام الحاسب الآلي في الحصول على كل البيانات المطلوبة لتوزيع من الدرجات. وما قصدنا به في الفقرات السابقة إنما لفت نظر الطالب إلى منطق حساب المتوسط من الدرجات الخام أو جداول التكرار.

وهناك إشارة أخيرة ضرورية في هذا المجال سوف تعترض طريق دارس القياس النفسي دائماً وهي المتوسط العام لعدة مجموعات مختلفة العدد أو ما يسمى بالمتوسط الوزني.

لنفرض مثلاً أن المعلم يقوم بتدريس مادة الحساب في فصلين مختلفين حيث قام بتطبيق اختبار تحصيلي واحد في كلا الفصلين فكان متوسط درجات الفصل الأول وعدده ثلاثون تلميذاً هو ٣٢ ومتوسط درجات الفصل الثاني وعدده أربعون تلميذاً هو ٣٥. وبذلك يصبح المتوسط العام هو:

$$٣٣,٧ = \frac{٣٥ \times ٤٠ + ٣٢ \times ٣٠}{٤٠ + ٣٠}$$

ولكن لا يمكن حساب هذا المتوسط بأن نجمع كلا المتوسطين ونقسمها على ÷ ٢ أي $\frac{٣٢ + ٣٥}{٢} = ٣٣,٥$ **فهذا خطأ**

ومثال آخر للتوضيح لنفرض أن عدد المجموعة الأولى ١٠ ومتوسطها ٦٢ وعدد المجموعة ٤٠ ومتوسطها ٦٦. فيصبح المتوسط العام الصحيح هو = $\frac{٦٦ \times ٤٠ + ٦٢ \times ١٠}{٤٠ + ١٠} = ٦٥,٢$

ولكنه لا يمكن أن يكون ٦٤ أي $\frac{٦٢ + ٦٦}{٢}$ فهذا خطأ

وبذلك يصبح القانون الخاص بحساب المتوسط العام هو:

$$\text{م}_{\text{ع}} = \frac{\text{ن}_1 \, \text{م}_1 + \text{ن}_2 \, \text{م}_2 + \ldots\ldots + \text{ن}_{\text{ن}} \, \text{م}_{\text{ن}}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + \ldots\ldots + \text{ن}_{\text{ن}}}$$

حيث $\text{م}_{\text{ع}}$ = المتوسط العام ن_1 حجم المجموعة الأولى م_1 متوسط المجموعة الأولى وهكذا.

حساب الدرجة الوسيطية Median Point

الدرجة الوسيطية هي الدرجة التي تتوسط مجموعة من الدرجات مرتبة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ـ أي مرتبة حسب حجمها. فعلى سبيل المثال إذا كانت لدينا هذه الأعداد: ١ ٢ ٣ ٤ ٥

فإن الرقم ٣ هو الرقم الوسيط حيث أنه يتوسط هذه المجموعة إذ أنه يسبق رقمين هما (٤ ، ٥) ويأتي بعد رقمين هما (١ ، ٢).

فإذا كان لدينا مجموعة أخرى من الأرقام مثل ٧ ، ١٠ ، ٨ ، ١٢ ، ٩ ، ١١ ، ٧ فإننا نقوم أولاً بترتيب هذه المجموعة من الأرقام على النحو التالي:

٧ ٧ ٨ ٩ ١٠ ١١ ١٢

وهنا نجد أن الرقم الوسيط أو الدرجة الوسيطية هي ٩ وذلك لأنه الرقم الذي يتوسط هذه السلسلة الرقمية المرتبة.

ولكن لاحظ في مثالنا الأول أن عدد الأرقام كان خمسة وفي مثالنا الثاني كان سبعة أي أن العدد أحادي.

ولكن ما هو الحال عندما يكون العدد زوجياً أي أن يكون عدد الأرقام في هذه السلسلة الرقمية هو ٦ مثلاً:

٧ ٨ ٩ ١٠ ١١ ١٢

فأين تكون الدرجة الوسيطية في هذه الحالة؟ الدرجة الوسيطية هنا هي ٩,٥ التي هي الحد الأعلى للرقم ٩ والحد الأدنى للرقم ١٠ حيث أن الرقم ٩ ينتهي عند ٩,٥ حيث يبدأ الرقم ١٠:

٧ ٨ ٩ ٩,٥ ١٠ ١١ ١٢

وبذلك نلاحظ أن الرقم ٩,٥ يتوسط هذه السلسلة الرقمية التي تبدأ عند ٧ وتنتهي عند ١٢.

ولكن لا بد وأن تكون هناك قاعدة لحساب الدرجة الوسيطية سواء كان عدد الأرقام أحادياً أو زوجياً وذلك إذا كانت هذه الأرقام متفرقة وليست متجمعة في جدول تكراري، والقاعدة هي مكان الدرجة الوسيطية = $\frac{ن + ١}{٢}$ والنتيجة هي رتبة أو مكان الدرجة الوسيطية وليست قيمتها العددية ففي مثالنا الأول. بعد ترتيب الدرجات السبع ترتيباً تصاعدياً يمكن حساب أو معرفة مكان الدرجة الوسيطية كما يلي:

$\frac{٧ + ١}{٢}$ = ٤ أي أن الدرجة الوسيطية هي الرابعة من حيث الترتيب وهي (٩) في هذا المثال.

وفي مثالنا الثاني نجد أن مكان الدرجة الوسيطية هو: $\frac{٦ + ١}{٢}$ = ٣,٥

أي أن مكانها يأتي بعد ثلاث أرقام ونصف الرقم وهي ٩,٥،

وذلك تطبيقاً للقاعدة السابقة $\frac{ن + ١}{٢}$ حيث ن هي عدد الأرقام في السلسلة الرقمية.

هذا فيما يختص بحساب الدرجة الوسيطية عندما تكون الأرقام متفرقة.

ولكن ماذا عن طريقة حساب هذه الدرجة الوسيطية عندما تكون الأرقام في تجمع تكراري.

القاعدة المستخدمة لحساب الدرجة الوسيطية في هذه الحالة هي:

$$\text{الدرجة الوسيطية} = \text{ل} + \frac{\frac{\text{ن}}{٢} - \text{مج ن}'}{\text{ك}'} \times \text{ى}$$

حيث ل هي الحد الأدنى للفئة التي يقع فيها الوسيط (سوف نوضح ذلك)

ن عدد الدرجات التي تكون التجمع التكراري أو عدد أفراد العينة.

مح نَ مجموع الدرجات التي تقع قبل الفئة التي تحتوي الدرجة الوسيطية.

كَ هي عدد الدرجات التي تحتويها الفئة التي تضم الدرجة الوسيطية.

ى هي مدى أو اتساع الفئة.

ولنأخذ المثال لتوضيح حساب الدرجة الوسيطية عن طريق استخدام هذه القاعدة.

لنفرض أننا قمنا بتطبيق اختبار من اختبارات القدرات على مجموعة مكونة من خمسين فرداً ثم جمعت الدرجات التي حصلوا عليها في هذا الاختبار على هيئة الجدول التكراري التالي:

الفئات (الدرجات)	التكرار (عدد الأفراد من كل فئة)
١٤٠ - ١٤٤	١
١٤٥ - ١٤٩	٣
١٥٠ - ١٥٤	٢
١٥٥ - ١٥٩	٤
١٦٠ - ١٦٤	٤
١٦٥ - ١٦٩	٦
١٧٠ - ١٧٤	١٠

١٧٥ - ١٧٩		٨
١٨٠ - ١٨٤		٥
١٨٥ - ١٨٩		٤
١٩٠ - ١٩٤		٢
١٩٥ - ١٩٩		١
ى = ٥		ن = ٥٠

جدول رقم (٥)

من المنطقي أن تكون الدرجة الوسيطة هي النقطة التي تقع عند منتصف هذه الجماعة المكونة من ٥٠ فرداً (أو أي عدد آخر) ومعنى ذلك أن هذه الدرجة تقع عند الفرد رقم ٢٥ عندما يتم ترتيب هذه الدرجات بناء على حجمها.

وهنا سوف نجمع عدد الأفراد في هذا الجدول حتى نصل إلى الشخص رقم ٢٥ فتكون الدرجة الوسيطة تقع في الفئة التي تحتوي هذا الفرد.

وعندما نطبق ذلك على الجدول السابق نجد أن الفئة (١٧٠ - ١٧٤) تحتوي الفرد رقم ٢٥، لأن كل ما قبلها عشرون فرداً فقط وهم:
١ + ٣ + ٢ + ٤ + ٤ + ٦ = ٢٠. وأيضاً لأن كل ما بعد هذه الفئة هم عشرون أيضاً: ٨ + ٥ + ٤ + ٢ + ١ = ٢٠. اذن لا بد أن يكون الفرد رقم ٢٥ في هذه الفئة (١٧٠ - ١٧٤) والتي حدها الأدنى ١٦٩,٥.

وعند تطبيق القاعدة السابقة:

$$\text{الدرجة الوسيطة} = ١٦٩,٥ + \frac{\frac{ن}{٢} - ٢٠}{١٠} \times ٥$$

$$= ١٦٩,٥ + \frac{٢٥ - ٢٠}{١٠} \times ٥$$

$$= ١٦٩,٥ + \frac{٥}{١٠} \times ٥$$

$$١٧٢,٠$$

أي أن الدرجة ١٧٢ هي الدرجة الوسيطية في هذا التوزيع. ولكن يمكن أن نلاحظ أن هذا التوزيع السابق مثالي من حيث أن جميع الفئات بها تكرارات وأن الفئة التي تقع فيها الدرجة الوسيطية تتوسط هذا التوزيع تقريباً. ولكن هذه ليست الحال دائماً مع دارس القياس فلننظر إلى هذا المثال:

الفئة	التكرار	
٠ - ١	١	
٢ - ٣	١	
٤ - ٥	١	
٦ - ٧	٢	
٨ - ٩	٠	أي لا يوجد أحد حصل على درجة في هذه الفئة
١٠ - ١١	٠	
١٢ - ١٣	٢	
١٤ - ١٥	٠	
١٦ - ١٧	٠	
١٨ - ١٩	١	
٢٠ - ٢١	٢	
	ن = ١٠	

(جدول رقم ٦)

ونحاول الآن أن نحقق الخطوة الأولى وهي إيجاد الفئة التي تقع فيها الدرجة الوسيطية. ومما هو معروف أنه طالما ان عدد أفراد المجموعة = ١٠ فإن الدرجة الوسيطية تقع عند ٥٠٪ من هذا العدد أي عند الفرد رقم ٥.

ولنبدأ الآن في حصر العدد ابتداء من أعلى الجدول فسوف نجد أن ١ + ١ + ١ + ٢ = ٥ ثم إذا بدأنا العدد من أسفل الجدول سوف نحصل على ٢ + ١ + ٠ + ٠ + ٢ = ٥ ومعنى ذلك أن هناك درجتين وسيطتين بعيدتان عن بعضها البعض. والسبب في هذا الخطأ الظاهري وجود الفجوات (أي الأصفار) في هذا التوزيع. ولكن لا بد أن توجد طريقة للتغلب على ذلك.

من الواضح أنه في حالة العد الأول أي ابتدأ من أعلى الجدول سوف نجد أن الفئة التي يحتمل أن تقع فيها الدرجة الوسيطية هي (٦ ـ ٧) أي الفئة عند الـ٥٠٪ مباشرة والتي حدها الأعلى ٧,٥ وهو الحد الأدنى للفئة (٨ ـ ٩) وأما في حالة العد الثاني أي من أسفل إلى أعلى فإن الدرجة الوسيطية هنا يحتمل أن تقع عند الفئة من ١٢ ـ ١٣ والتي حدها الأدنى ١١,٥ وهو الحد الأعلى للفئة من ١٠ ـ ١١.

وواضح أيضاً أن السبب في وجود وسيطين هو فجوات الأصفار الموجودة في التوزيع وخاصته في الفئة ٨ ـ ٩ والفئة ١٠ ـ ١١ إذ أن كليهما له تكرار يساوي الصفر. ومن أجل هذا سوف نضم الفئة ٨ ـ ٩ إلى الفئة ٦ ـ ٧ لتصبح فئة واحدة تبدأ من ٦ وتنتهي عند ٩ أي من ٦ ـ ٩.

وبالمثل سوف نضم ١٠ ـ ١١ إلى الفئة ١٢ ـ ١٣ لتعطي فئة واحدة تبدأ من ١٠ وتنتهي عند ١٣ أي من ١٠ ـ ١٣. وهذا يعني أننا تخلصنا من وجود تكرار الصفر في المنطقة المحيطة بالمكان المحتمل للدرجة الوسيطية. ويصبح الجدول كما يلي:

الفئة	التكرار
٠ ـ ١	١
٢ ـ ٣	١
٤ ـ ٥	١
٦ ـ ٩	٢
١٠ ـ ١٣	٢
١٤ ـ ١٥	٠
١٦ ـ ١٧	٠
١٨ ـ ١٩	١
٢٠ ـ ٢١	٢

(جدول رقم ٧)

وهنا إذا بدأ العد للحصول على ٥٠٪ من عدد أفراد المجموعة سواء من أعلى أو من أسفل فسوف نصل إلى نفس النقطة وهي الحد الأعلى للفئة ٦ ـ ٩ والحد الأدنى للفئة ١٠ ـ ١٣ وتساوي في كلتا الحالتين ٩,٥.

ويمكن تطبيق القانون السابق كما يلي:

$$\text{الوسيط} = 9{,}5 + \frac{\frac{10}{2} - 5}{2} \times 2$$

$$= 9{,}5 + \frac{5 - 5}{2} \times 2$$

$$= 9{,}5$$

بالإضافة إلى ما سبق يمكن أن نستخدم هذا القانون في حساب الإرباعـي الأول (حيث يقع ٢٥٪ من أفراد العينة) أو الثاني (حيث يقع ٥٠٪ من أفراد العينة) ومعنى ذلك أن الارباعي الثاني هو نفسه الوسيط أو الارباعي الثالث (حيث يقع ٧٥٪ من أفراد العينة). فعلى سبيل المثال يكون حسب الارباعي الأول كما يلي:

الإرباعي الأول = ح١ + ((ن/٤ − مج نَ) / كَ) × ى

حيث ح١ هي الحد الأدنى للفئة التي يقع فيها الارباعي
(١/٤ عدد الأفراد)

ن عدد أفراد العينة

مج نَ مجموع الدرجات التي تقع قبل الفئة التي تحتوي الارباعي الأول

كَ هي عدد الدرجات التي تحتويها الفئة التي تضم الارباعي الأول

ى هي مدى الفئة.

وبنفس الطريقة يمكن حساب الارباعي الثالث كما يلي:

الارباعي الثالث = ح١ + ((٣/٤ ن − مج نَ) / كَ) × ى

حساب المنوال Mode

المنوال هو الدرجة كثيرة التكرار أو الحدوث في توزيع خاص. فعلى سبيل المثال اذا نظرنا إلى السلسلة الرقمية التالية:

١٠ ١١ ١١ ١٢ ١٢ ١٣ ١٣ ١٣ ١٤ ١٤

فاننا سوف نجد أن الرقم أو الدرجة ١٣ هي أكثر الدرجات تكراراً في هذا التنظيم الرقمي ولهذا فإنها تعتبر منوال هذا التنظيم. والأمر سهل طالما أن الدرجات متفرقة ولكنها إذا كانت في تجمع تكراري أو في جدول تكراري كما سبق أن رأينا فإنه من أجل حساب المنوال لا بد أن نحسب المتوسط أولاً ثم نحسب الوسيط ثم نستنتج المنوال (التقريبي) من القانون التالي:

المنوال = ٣ س – ٢ ص

حيث س = الوسيط، ص = المتوسط.

فإذا عدنا الآن إلى الجدول رقم ٥ ص (٣٩) سوف نجد أن الدرجة الوسيطية هي ١٧٢ والمتوسط = ١٧٠,٨ وبذلك يكون المنوال:

٣ × ١٧٣ – ٣ × ١٧٠,٨ = ١٧٤ تقريباً.

ومما يجدر ملاحظته في نفس الجدول أن الفئة ١٧٠ – ١٧٤ هي الفئة التي تضم أعلى تكرار في هذا التوزيع.

كيف يمكنك الاستفادة من هذه الأدوات الاحصائية:

يمكن للطالب أن يستفيد من المتوسط والوسيط والمنوال كأدوات لقياس نزعة الأرقام للتمركز (النزعة المركزية للأرقام) في حالات عديدة.

فيمكن استخدام المتوسط عندما يجب أن يكون لكل درجة من درجات توزيع القياس وزن وقيمة متساوية مع بقية الدرجات حيث أن المتوسط ما هو إلا جمع للدرجات وقسمتها على عددها بالتساوي. وهنا تظهر أهمية كل درجة في ميل الأرقام أو الدرجات إلى التجمع كما أن المتوسط هو أكثر مقاييس النزعة المركزية ثباتاً إذا قورن بغيره.

وأما الوسيط فيمكن الإستفادة به عندما نريد أن نبحث عن أهمية درجة واحدة بالذات من التوزيع ككل وخاصة من حيث ميل هذا التوزيع إلى التجمع والتمركز أو إذا كان هناك ما يمنع من استخدام المتوسط كدلالة لنزعة التوزيع إلى التجمع.

وعلى العموم يجب على طالب البحث أو الدراسة أن يستخدم المتوسط والوسيط وربما المنوال في الوصف الإحصائي لعبته البحث أو الدراسة. ولكن هناك عدة ملاحظات يمكن أن توضع أمام الدارس حتى يمكنه أن يختار الأداة الإحصائية المناسبة لقياس النزعة المركزية للأرقام التي يتعامل معها:

١ - في حالة المجموعات الصغيرة من الأعداد لا ننصح باستخدام المنوال ذلك لأن التغير البسيط في الرقم المنوالي يؤدي إلى تغير كبير في دلالة هذا الرقم. فعلى سبيل المثال لو كانت لدينا هذه المجموعة من الأرقام:

(١، ١، ١، ٣، ٥، ٧، ٧، ٨)

هنا نجد أن الرقم المنوالي في هذه المجموعة هو ١. فإذا حدث تغير بسيط في أحد الأرقام الثلاثة الأولى (١، ١، ١) بحيث أصبح أحدها صفر والآخر ٢ فإن المنوال في هذه الحالة سوف يكون ٧ (وهذا تغير كبير من (١) إلى (٧)).

٢ - الوسيط أو الدرجة الوسيطية لا تتأثر بحجم الدرجة الأعلى للتوزيع أو حجم الدرجة الأدنى أي الأقل. فعلى سبيل المثال لو عندنا مجموعة من الأرقام عددها ٥٥ رقماً فإن الوسيط يظل كما هو سواء ظلت نهايتا التوزيع كما هي أو زاد الحد الأعلى ونقص الحد الأدنى.

٣ - يجب أن نلاحظ أن المتوسط **يتأثر بقيمة كل عدد** من الأعداد التي تكون التوزيع ولهذا فهو اكثر هذه المقاييس حساسية وتعبيراً عن خصائص مجموعة الأرقام ولذلك فإنه لو فرضنا أن أي رقم من الأرقام التي تكون هذه المجموعة أو تلك قد زاد بمقدار م فإن المتوسط سوف يزيد أيضاً بمقدار $\frac{م}{ن}$ حيث ن هي عدد الأرقام التي تضمها المجموعة.

ونوضح ذلك فإذا كان عندنا هذه المجموعة من الأرقام:

٢ - ٤ - ٦ - ٨ - ١٠ (ن = ٥)

س (المتوسط) = ٦ $\frac{٣٠}{٥}$

ثم أردنا أن نزيد أحد هذه الأرقام بمقدار ١٠ حيث تصبح المجموعة كما يلي:

١٢ - ٤ - ٦ - ٨ - ١٠

∴ م في هذه الحالة = $\frac{٤٠}{٥}$ = ٨

أي أن المتوسط السابق (٦) قد زاد بمقدار $\frac{١٠}{٥}$ = ٢ ليصبح (٨)

رابعاً ـ نزعة الأرقام إلى التشتت أو الانتشار:

كما تميل الأرقام إلى التمركز فإنها أيضاً تميل إلى التشتت أو الإنتشار والتباين ـ سبق أن أشرنا إلى ذلك ـ ومعنى هذا أن أي توزيع من الدرجات أو الأرقام له هاتان الصفتان: صفة التمركز وصفة التشتت. والطالب الذي يدرس القياس النفسي لا بد وأنه سوف يواجه الأرقام التي يتعامل معها ويتعين عليه أن يصفها وصفاً إحصائياً صحيحاً مستخدماً في وصفه هذا صفة التمركز ثم صفة التشتت والإنتشار التي تميز هذه الأرقام دون تلك.

وقد يقول الطالب أنه من الممكن أن نستخدم صفة دون أخرى بمعنى أنه يمكن لنا أن نكتفي بحساب المتوسط فقط طالما أن هذا الرقم المتوسط يحمل كل صفات الأرقام الأخرى كما سبق أن أشرنا إلى ذلك. ولكن لننظر معاً إلى المثال التالي لنرى مدى صحة الزعم الذي يريد أن يكتفي بالمتوسط في وصف توزيع الأرقام:

	الأرقام	
الحالة الأولى	١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧	٤
الحالة الثانية	١ ٢ ٣ ٤ ٧ ٧	٤

من الواضح أن هناك اختلافا بين التوزيع الرقمي الأول والتوزيع الرقمي الثاني رغم تساوي المتوسطين حيث أنه (٤) في الحالتين.

ولننظر الآن إلى مثال آخر:

لنفرض أن الإخصائي النفسي قام باختبار مجموعتين كل منها مكون من ثلاثة أفراد وذلك في أي موقف من المواقف الاختبارية وكانت الدرجات كما يلي:

المجموعة الأولى

الفرد الأول	٥
الفرد الثاني	٨
الفرد الثالث	١١

وبالتالي فإن المتوسط يصبح ٨ أي $\frac{٥ + ٨ + ١١}{٣} = ٨$

المجموعة الثانية

الفرد الأول	١
الفرد الثاني	٣
الفرد الثالث	٢٠

ويصبح بذلك أيضاً متوسط هذه المجموعة هو ٨ أي $\frac{١ + ٣ + ٢٠}{٣} = ٨$

وهنا لا يمكن لنا أن نقول إن توزيع الدرجات في المجموعة الأولى يتشابه مع توزيع الدرجات في المجموعة الثانية رغم أن المتوسط في كل منهما يساوي الأخر = ٨.

بل يمكن لنا أن نقول إن المجموعة الأولى أكثر تجانساً من الناحية الرقمية عند مقارنتها بالمجموعة الثانية: حيث نجد أن الدرجات في المجموعة الأولى تتراوح بين ٥، ١١ بمتوسط قدره ٨ (لاحظ قرب المتوسط من طرفي التوزيع). أما في المجموعة الثانية فالدرجات تتراوح بين ١، ٢٠ بمتوسط قدره ٨ (لاحظ موقع المتوسط من الطرفين).

من هنا نشأت ضرورة الاستعانة بمقاييس التشتت أو الانتشار من أجل وصف الأرقام وتوزيعها وصفاً أكثر دقة وتفصيلاً مما لو قررنا الاستعانة بمقايس التمركز فقط.

وبطبيعة الحال لا بد أن يكون من أهم مقاييس التشتت أو التباين مقياساً يعتمد على درجة انحراف الأرقام عن متوسطها.

ولنعد الآن إلى المثال السابق حيث نجد في المجموعة الأولى أن المتوسط يساوي ٨، ودرجة الفرد الأول = ٥ أي انحرفت عن هذا المتوسط بمقدار ثلاث وحدات (الفرق بين ٨، ٥) ودرجة الفرد الثاني = ٨ أي أنها لم تنحرف عن المتوسط (حيث أن الفرق بين ٨، ٨ يساوي صفراً) وأما درجة الفرد الثالث فهي ١١ أي انحرفت عن المتوسط بمقدار ثلاث وحدات (الفرق بين ١١، ٨).

والآن لا بد لنا أن نسأل عن اتجاه الانحراف بعد أن عرفنا كمية هذا الانحراف.

حقيقة أن كمية الانحراف هي ثلاث وحدات (الفرق بين ٨، ٥) بالإضافة إلى ثلاثة وحدات أخرى (الفرق بين ١١، ٨) ولكن الاتجاه يختلف في الحالتين ولذلك لا نستطيع أن نقول إن كمية الانحراف هي ست وحدات.

وبالمثل في المجموعة الثانية حيث نجد أن درجة الفرد الأول هي ١ وانحرفت عن المتوسط بمقدار سبع وحدات (الفرق بين ٨، ١) ودرجة الفرد الثاني هي ٣ وانحرفت عن المتوسط بمقدار خمس وحدات (الفرق بين ٨، ٣) وأما درجة الفرد الثالث فهي ٢٠ وتنحرف عن المتوسط بمقدار ١٢ وحدة (الفرق بين ٢٠، ٨).

فإذا نظرنا إلى كمية الانحراف نجد أنها ٧ وحدات ثم ٥ وحدات ثم ١٢

وحدة أو بمعنى آخر تصبح كمية الانحراف ٢٤ وحدة إذا لم نأخذ اتجاه الانحراف في حسابنا. (لاحظ المقارنة بين كميتي الانحراف في المجموعتين) والآن نعود إلى موضوع اتجاه الانحراف مرة أخرى:

المتوسط في المجموعتين هو ٨ وهناك درجات في كلا المجموعتين تزيد عن ٨ كما أن هناك درجات تقل عن ٨. ونوضح ذلك فيما يلي:

المجموعة الأولى		المجموعة الثانية	
الدرجة	الانحراف	الدرجة	الانحراف
٥	− ٣	١	− ٧
٨	صفر	٣	− ٥
١١	+ ٣	٢٠	+ ١٢

(حيث الانحراف هو الدرجة ـ المتوسط مثلا ٥ ـ ٨ = − ٣ وهكذا).

ومعنى ذلك أن مجموع الانحرافات في المجموعة الأولى يساوي مجموع الانحرافات في المجموعة الثانية يساوي صفراً (− ٣ + ٣ = ٠، − ٧ − ٥ + ١٢ = ٠) وهذا ما لا يصح أن يؤخذ به لأن الانحراف واضح تماماً من حيث الكمية. إذن ماذا؟

لا بد أن تكون هناك طريقة صحيحة لمقارنة هاتين المجموعتين من حيث كمية واتجاه الانحراف معاً. لأنه عندما نقارن من حيث الكمية فقط نجد أن كمية الانحراف في المجموعة الأولى ٦ وحدات وفي الثانية ٢٤ وحدة. ولكن الكمية وحدها لا تكفي لأن هناك انحرافاً فوق المتوسط وانحرافاً آخر تحت المتوسط. وعندما نقارن من حيث الاتجاه نجد أن مجموع الانحراف (المجموع الجبري) هو صفر في كلتا الحالتين الأمر الذي لا يستقيم من حيث المنطق الظاهري لأن التشتت في المجموعة الأولى أقل بكثير منه في المجموعة الثانية.

من الواضح الآن أن مشكلتنا الأساسية هي اتجاه الانحراف أو بمعنى آخر

العلامات السالبة أو العلامات الموجبة التي تسبق الانحراف (+ ٣ أو − ٣ مثلا). أو الإشارات الجبرية.

ولننظر الآن إلى هذا السؤال:

كيف يتسنى لنا التخلص من أثر هذه الإشارات؟

إن الرقم + ٢ يختلف عن الرقم − ٢

ولكن إذا ربع كل منهما (أي ضرب في نفسه مرة واحدة) فإننا نجد أن النتيجة واحدة فإن مربع + ٢ = + ٤ ومربع − ٢ = + ٤

وذلك لأن حاصل ضرب إشارة + × + = +

وحاصل ضرب إشارة − × − = +

وعليه سوف نستعيد المثال السابق (في المجموعتين م = ٨)

المجموعة الأولى			المجموعة الثانية		
الدرجة	الانحراف	مربع الإنحراف	الدرجة	الانحراف	مربع الإنحراف
٥	− ٣	٩	١	− ٧	٤٩
٨	٠	٠	٣	− ٥	٢٥
١١	+ ٣	٩	٢٠	+ ١٢	١٤٤
	المجموع =	١٨		المجموع =	٢١٨

وهنا يمكن القول إن المجموعة الأولى من الأرقام أقل ميلاً إلى التشتت من المجموعة الثانية (لاحظ الفرق بين ١٨، ٢١٨).

ولكن في هذا المثال نجد أن عدد الأفراد ثلاثة في كل مجموعة وهنا يمكن المقارنة بين مربع الانحرافات دون تردد. ولكن عندما يختلف العدد في مجموعة عن مجموعة أخرى فلا بد إذن أن نلجأ إلى المتوسط من أجل تقنين أو معايرة هذه المقارنة أو هذا الانحراف وبالتالي فإننا نقسم مجموع مربع الانحرافات على عدد الأفراد.

ففي المجموعة الأولى = $\frac{١٨}{٣}$ = ٦ (متوسط مربع الانحرافات)

وفي المجموعة الثانية = $\frac{٢١٨}{٣}$ = ٧٢,٧ (متوسط مربع الانحرافات)

وعلى هذا الأساس يمكن مقارنة المجموعات مختلفة العدد طالما أننا سوف نحسب متوسط مربع الانحرافات.

ولكن يجب ألا ننسى أننا بدأنا هذه العملية بتربيع الانحرافات للتخلص من أثر الإشارات الجبرية وعليه لا بد أن نعود بالأرقام إلى أصلها فنحصل على الجذر التربيعي:

أي أن $\sqrt{٦}$ = ٢,٤٥

$\sqrt{٧٢,٧}$ = ٨,٥٣

إن ما حصلنا عليه الآن هو الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الانحرافات وهذا ما نسميه **الانحراف المعْياري**. ويعتبر الانحراف المعياري من المقاييس الجيدة لقياس نزعة الأرقام إلى التشتت أو التباين.

∴ الانحراف المعياري لأي مجموعة من الأرقام = $\sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات انحرافات الأرقام عن المتوسط}}{\text{عدد هذه الأرقام}}}$

$= \sqrt{\frac{\text{مجموع (الرقم − المتوسط)}^٢}{\text{عدد الأرقام}}}$

$= \sqrt{\frac{\text{مج (س − م)}^٢}{\text{ن}}}$

حيث س هي الدرجة، م هي المتوسط، ن هي عدد الدرجات. وأول من حسب الانحراف المعياري بهذه الطريقة هو بيرسون سنة ١٨٩٣.

كيف يمكنك أن تحسب الانحراف المعياري

١ ـ حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام غير المتجمعة:

الدرجة الخام هي الدرجة التي تحصل عليها مباشرة بعد تطبيق أي اختبار من الاختبارات النفسية على مجموعة من الأفراد. والطريقة في هذه الحالة تعتمد على القانون السابق الذي تم استنتاجه مباشرة عند مقارنة المجموعتين كما أشرنا سابقاً.

وسوف نعرض المثال التالي من التجارب العملية حتى يتابع الطالب كيفية حساب الانحراف المعياري:

في إحدى التجارب طبق اختبار في الشخصية (لقياس القدرة الاجتماعية) على عشرين طالبة من طالبات الجامعة وكانت الدرجات كما يلي:

الدرجة	الانحراف عن المتوسط	مربع الانحراف عن المتوسط
١٣	٠	٠
١٥	+ ٢	٤
٩	− ٤	١٦
١٢	− ١	١
٩	− ٤	١٦
١٦	+ ٣	٩
١٧	+ ٤	١٦
١١	− ٢	٤
١٢	− ١	١
١٢	− ١	١
١٥	+ ٢	٤
١٤	+ ١	١
١٣	٠	٠

١٣	٠	٠
١١	- ٢	٤
١٤	- ١	١
١٧	+ ٤	١٦
١٨	+ ٥	٢٥
١٢	- ١	١
٧	- ٦	٣٦
مج ٢٦٠		١٥٦ (مجموع مربع الانحرافات)
م = ١٣		

∴ الانحراف المعياري = $\sqrt{\frac{\text{١٥٦}}{\text{٢٠}}}$ = ٢,٧٩

ملاحظة: قد تختلف هذه النتيجة في حالة استخدام الآلات الحاسبة الحديثة وذلك لاعتمادها أي هذه الآلات على قانون يختلف عن هذا القانون بعض الشيء:

$$\sqrt{\frac{\text{مج (س} - \text{م)}}{\text{ن} - \text{١}}}$$

أي أن هذا التوزيع من الدرجات يتراوح بين ٧، ١٨ بمتوسط مقداره ١٣ وانحراف معياري مقداره ٢,٧٩.

٢ ـ حساب الانحراف المعياري من الدرجات المتجمعة في جدول تكراري سوف نعرض كيفية حساب الانحراف المعياري من الدرجات التجمعة في جدول تكراري بالرجوع إلى الجدول رقم ٥ ص (٣٩). .

ونستعيد هذا الجدول فيما يلي: ـ مع ملاحظة أننا سوف نستخدم الطريقة المختصرة (راجع طرق حساب المتوسط):

الفئات	التكرار ك	مركز الفئة	الانحراف في المتوسط المفترض ح َ	ك ح َ	ك ح
١٤٠ – ١٤٤	١	١٤٢	– ٦	– ٦	٣٦
١٤٥ – ١٤٩	٣	١٤٧	– ٥	– ١٥	٧٥
١٥٠ – ١٥٤	٢	١٥٢	– ٤	– ٨	٣٢
١٥٥ – ١٥٩	٤	١٥٧	– ٣	– ١٢	٣٦
١٦٠ – ١٦٤	٤	١٦٢	– ٢	– ٨	١٦
١٦٥ – ١٦٩	٦	١٦٧	– ١	– ٦	٦
١٧٠ – ١٧٤	١٠	١٧٢	صفر	—	—
١٧٥ – ١٧٩	٨	١٧٧	١	+ ٨	٨
١٨٠ – ١٨٤	٥	١٨٢	٢	+ ١٠	٢٠
١٨٥ – ١٨٩	٤	١٨٧	٣	+ ١٢	٣٦
١٩٠ – ١٩٤	٢	١٩٢	٤	+ ٨	٣٢
١٩٥ – ١٩٩	١	١٩٧	٥	+ ٥	٢٥
	٥٠			٩٨	٣٢٢

الانحراف المعياري $ع = ى \sqrt{\frac{\text{مج ك ح َ}^{٢}}{ن} - ت^{٢}}$

حيث ى = مدى الفئة

مج ك ح َ^{٢} = مجمع حاصل ضرب ك × ح َ × ح َ

ت^{٢} = مربع معامل التصحيح (راجع طريقة حساب المتوسط)

$\therefore ع = ٥ \sqrt{\frac{٣٢٢}{٥٠} - ٠,٠٥٨} = ١٢,٦٣$

نعود ونقول مرة أخرى أن القصد من وراء شرح كيفية حساب الإنحراف المعياري او غيره من المؤشرات الإحصائية هو توضيح مفهوم ومنطق الأداة الإحصائية ومعنى اشتقاقها أما طرق الحساب المختلفة فهي في متناول يد الطالب الآن عن طريق استخدام الآلات الحاسبة البسيطة أو القابلة للبرمجة والتي يحسن أن يتدرب الطالب على استخدامها في المختبر الاحصائي.

مؤشرات أخرى لقياس تشتت الأرقام

ناقشنا فيما سبق الإنحراف المعياري كمؤشر حساس ودقيق للدلالة على تباين الدرجات وانتشارها حول متوسطها. وهناك بجانب ذلك بعض المؤشرات الأخرى التي يمكن أن نستدل بها على مدى تشتت الأرقام وانتشارها :

١ - الإنحراف الارباعي:

الإنحراف الإرباعي يدل على منتصف المسافة بين الارباعي الأول والإرباعي الثالث (المئين ٢٥٪ والمئين ٧٥٪). وعلى ذلك فإن الإنحراف الإرباعي

$$= \frac{\text{ر}_{٣} - \text{ر}_{١}}{٢}$$

حيث ر هي الارباعي الأول وتساوي

$$\text{ر}_{١} = \text{ح}_{١} + \frac{\frac{١}{٤}\text{ن} - \text{مج}\,\bar{\text{ن}}}{\bar{\text{ك}}} \times \text{ى}$$

$$\text{ر}_{٣} - \text{ح}_{١} + \frac{\frac{٣}{٤}\text{ن} - \text{مج}\,\bar{\text{ن}}}{\bar{\text{ك}}} \times \text{ى}$$

(راجع ص٤٤)

٢ ـ الإنحراف المتوسط:

وهو عبارة عن متوسط انحرافات الدرجات عن متوسطها بغض النظر عن الإشارة الجبرية (+ أو −) حيث تجمع جميع هذه الانحرافات وتقسم على عدد أفراد المجموعة.

وبالرجوع إلى مثالنا السابق (ص ٥١) نجد أن الانحراف المتوسط للمجموعة الأولى هو $\frac{٦}{٣}$ = ٢ $\left(\frac{+ ٣ - ٣ -}{٣}\right)$ مع إهمال الاشارة كما نجد أن الإنحراف المتوسط للمجموعة الثانية $\frac{٢٤}{٣}$ = ٨ $\left(\frac{- ٧ - ٥ + ١٢}{٣}\right)$ مع اهمال الإشارة.

ولكن ما زلنا نقول إن الانحراف المعياري هو أكثر هذه المؤشرات الإحصائية دقة وحساسية.

خامساً) ارتباط الأرقام.

عندما نتحدث عن ارتباط الأرقام فإننا نشير إلى خاصية رقمية أخرى ذات أهمية في تحديد علاقة الظواهر السيكلوجية ببعضها البعض.

فإنه يمكن القول أن المفاهيم الأساسية في القياس النفسي ليست محصورة فقط في حساب المتوسط والوسيط والانحراف المعياري وغير ذلك مما سبق الإشارة إليه ولكن من المفاهيم الأساسية أيضاً الاهتمام بعلاقة الظواهر النفسية بالمتغيرات التي تؤثر فيها وتتأثر بها، مثل علاقة القدرة على القراءة بالذكاء أو علاقة القدرة الرياضية بالقدرة الميكانيكية أو القدرة على معالجة الشكل الهندسي أو علاقة الثبات الانفعالي بالقدرة الاجتماعية أو الميل إلى التسلط والسيطرة وهكذا من العلاقات المختلفة بين هذه المتغيرات المختلفة.

وطالما أن الظاهرة تتحول من الوصف إلى الكم في حالة القياس

فإن العلاقة بين هذه الظواهر يمكن أن تتحول من الوصف إلى الكم. وتحويل العلاقة بين الظواهر من حالة الوصف إلى حالة الكم يعني أننا سوف نبحث من مقدار هذه العلاقة أو بمعنى آخر مقدار ارتباط ظاهرة بظاهرة أخرى. وعلى هذا نحسب ما يسمى بمعامل الارتباط بين الظاهرتين.

وقبل أن نستعرض كيفية حساب معامل الارتباط، سوف نشير في طريقة بسيطة ما أمكن ذلك لمعنى معامل الارتباط وما يدل عليه.

نحن نعلم أن هناك علاقة بين محيط الدائرة وقطرها وهذه العلاقة تقول أن النسبة بين المحيط إلى القطر = $\frac{٢٢}{٧}$ (٣,١٤) وهذه النسبة ثابتة بغض النظر عن كون الدائرة صغيرة أم كبيرة. فعندما يزيد القطر أو ينقص فإن المحيط يزيد أو ينقص بمقدار يساوي دائما $\frac{٢٢}{٧}$ (٣,١٤) مما طرأ على القطر من زيادة أو نقصان.

وهنا نقول إن العلاقة بين طول المحيط وطول القطر علاقة موجبة كاملة وتساوي + ١ أي أن معامل الارتباط بين هذين المتغيرين (المحيط والقطر) تام موجب ويساوى + ١ لأن التغير يسير في اتجاه واحد في كلا المتغيرين.

ولنفرض ايضا أننا قمنا بتطبيق اختبار في الرياضيات على مجموعة من الأفراد ورصدنا درجاتهم ثم قمنا بتطبيق أختبار آخر في معالجة الشكل الهندسي على نفس المجموعة من الأفراد ورصدنا درجاتهم كذلك ثم لاحظنا ترتيب هؤلاء الأفراد فوجدنا أن الفرد الذي حصل على أعلى درجة في اختبار الرياضيات هو نفسه الذي حصل على أعلى درجة في اختبار معالجة الشكل الهندسي ومن حصل على الدرجة التالية في الاختبار الأول هو نفسه الذي حصل على الدرجة التالية في الاختبار الثاني وهكذا حتى نهاية المجموعة والدرجات.

في هذه الحالة نقول إن العلاقة بين درجات الأفراد، في اختبار

الرياضيات ودرجاتهم في اختبار معالجة الشكل الهندسي علاقة تامة موجبة إذ أن الأوضاع النسبية للأفراد لم تتغير بل ظلت ثابتة في كلا الاختبارين ومن ثم فإن معامل الإرتباط يساوي + ١ وهنا أيضاً نريد أن نشير إلى نقطة هامة وهي أن معامل الارتباط التام الموجب (+ ١) يعني التغير في اتجاه واحد في كلا الظاهرتين مع بقاء الأوضاع النسبية لوحدات الظاهرة ثابتة، سواء كان هذا التغير في اتجاه الزيادة أو اتجاه النقص.

وهناك أيضاً علاقة تامة سالبة بين ظاهرتين بمعنى أن التغير في كلا الظاهرتين مرتبط تماماً ولكن التغير في إحدى هاتين الظاهرتين يسير في اتجاه معاكس للتغير في الظاهرة الأخرى.

ولتوضيح ذلك نحن نعرف أن هنـاك علاقة بين ضغط كمية من الغاز وحجم هذه الكمية بحيث إذا زاد الضغط يقل الحجم فنقول هنا أن العلاقة عكسية.

ولنفرض الآن أننا قمنا بتطبيق اختبار في اللغة العربية على مجموعة من الأطفال ورصدنا درجاتهم ثم طبقنا اختباراً في القدرة الميكانيكية على نفس هذه المجموعة من الأطفال ورصدنا درجاتهم ولاحظنا أن الطفل الذي يحتل المكانة الأولى في اللغة العربية حصل على أقل درجة في اختبار القدرة الميكانيكية وأن الطفل الذي احتل المكانة الثانية في اللغة العربية حصل على درجة تعلو أقل درجة في القدرة الميكانيكية وهكذا حتى نجد أن أقل درجة في اللغة العربية تقابل أعلى درجة في اختبار القدرة الميكانيكية كما أن أعلى درجة في اللغة العربية تقابل ادنى درجة في القدرة الميكانيكية مع المحافظة على الترتيب المعاكس.

في هذه الحالة نقول إن معامل الارتباط تام سالب ويساوي (− ١).

وهناك نوع ثالث من العلاقات ـ وهو عدم وجود علاقة بين الظاهرتين ـ حيث نقول إن معامل الارتباط يساوي صفراً.

وعلى هذا فإن معامل الارتباط = + ١ في حالة العلاقة الطردية التامة.
= - ١ في حالة العلاقة العكسية التامة.
= صفر في حالة انتفاء العلاقة.

كيف نحسب معامل الارتباط بين متغيرين.

سوف نبدأ بتعريف معامل الارتباط في صورة مبسطة وبالتالي يمكن للطالب أن يحسب معامل الارتباط بناء على هذا التعريف.

«معامل الارتباط هو متوسط حاصل ضرب الدرجات المقننة (زيتا) لكلا المتغيرين». حيث درجة زيتا = $\frac{\text{س} - \text{م}}{\text{ع}}$
حيث س الدرجة الخام، م ع الانحراف المعياري للتوزيع.

ومعنى ذلك أنه إذا تم تحويل الدرجات الخام في حالة المتغير الأول إلى درجات مقننة (زيتا). وكذلك الدرجات الخام في حالة المتغير الثاني ووجد حاصل ضرب كل درجتين متقابلتين ثم حسبنا المتوسط لكان ذلك هو معامل الارتباط. والمثال التالي يوضح الفكرة:

عند تطبيق اختباري س، ص على مجموعة من خمسة أفراد كانت النتائج كما يلى:

الأفراد	الدرجات الخام (س)	الدرجات الخام (ص)	الدرجأت المقننة (سَ)	الدرجات المقننة (صَ)
أ	٧٢	١٧٠	١,٣٤	صفر
ب	٦٩	١٦٥	صفر	- ٠,٣٧
جـ	٦٦	١٥٠	- ١,٣٤	- ١,٤٦
د	٧٠	١٨٠	٠,٤٥	٠,٧٣
هـ	٦٨	١٨٥	- ٠,٤٥	١,١
م س = ٦٩		ع س = ٢,٢٤		
م ص = ١٧٠		ع ص = ١٣,٦٩		

لاحظ مرة أخرى أن الدرجة المقننة سَ أو صَ هي درجات زيتا

وتساوي (الدرجة الخام ـ المتوسط) / (الانحراف المعياري) فعلى سبيل المثال في حالة الفرد (أ) نجد أنه حصل على ٧٢ درجة في الاختبار الأول (المتوسط ٦٩ والانحراف المعياري ٢,٢٤) وعليه تصبح الدرجة المقننة زيتا = (٧٢ − ٦٩) / ٢,٢٤ = ١,٣٤ .

والفرد (د) حصل على ١٨٠ درجة في الاختبار الثاني (المتوسط ١٧٠ والانحراف المعياري ١٣,٦٩) وعليه تصبح الدرجة المقننة زيتا = (١٨٠ − ١٧٠) / ١٣,٦٩ = ٠,٧٣ والآن نستكمل البيانات السابقة بناء على التعريف السابق لمعامل الارتباط فنحصل على حاصل ضرب الدرجتين المتقابلتين:

الفرد	درجة زيتا (سَ)	درجة زيتا (صَ)	سَ × صَ
أ	١,٣٤	٠	صفر
ب	٠	− ٠,٣٧	صفر
جـ	− ١,٣٤	− ١,٤٦	١,٩٦
د	,٤٥	٠,٧٣	٠,٣٣
هـ	− ,٤٥	١,١٠	− ٠,٤٩
		المجموع	١,٨٠

متوسط حاصل الضرب (معامل الارتباط) = ١,٨ / ٥ = ٠,٣٦

وهذا يعني أن هناك معامل ارتباط موجب بين درجات الأفراد الخمسة في كلا الاختبارين ومقداره ٠,٣٦

بناء على ما سبق يمكن أن يكون قانون معامل الإرتباط كما يلي:

$$\text{ر}_{\text{س.ص}} = \frac{\text{مج سَ صَ}}{\text{ن}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}$$

حيث سَ هي انحرافات الدرجة س عن المتوسط

صَ هي انحرافات الدرجة ص عن المتوسط

$\text{ع}_{\text{س}}$ الانحراف المعياري لدرجات س

$\text{ع}_{\text{ص}}$ الانحراف المعياري لدرجات ص

ن عدد أفراد المجموعة

أو
$$\text{ر}_{\text{س.ص}} = \frac{\text{مج سَ صَ}}{\sqrt{\text{مج سَ}^{2} \times \text{مج صَ}^{2}}}$$

أو
$$\text{ر}_{\text{س.ص}} = \frac{[\text{مج درجات زيتا (س)} \times \text{درجات زيتا (ص)}]}{\text{ن}}$$

لا بد أن هناك أكثر من طريقة درستها في مقرر الإحصاء لحساب معامل الارتباط كما يمكنك أيضاً استخدام الآلات الحاسبة مباشرة لتعيين قيمة معامل الإرتباط بين متغيرين. وما سبق أن شرحناه في الفقرات السابقة إنما هو لفهم المنطق وراء الارتباط بين الأرقام وكيفية حسابه ومن ثم تفسيره.

نسبة الارتباط بين متغيرين (إيتا^{2})

تحدثنا فيما سبق عن معامل الارتباط وعن العلاقة التي يمكن أن نصفها بناء على هذا المعامل حيث نقول علاقة موجبة أو علاقة سالبة أو لا توجد علاقة.

وما نحب أن نوضحه هنا أن معامل الارتباط كما أشرنا إليه إنما يقيس نوعية معينة من العلاقة هي العلاقة الخطية، أي تلك العلاقة التي يمكن أن يمثلها خط مستقيم في رسم بياني ولا بد أنك درست هذا النوع من العلاقة في مقرر الإحصاء وعرفت أيضاً أن هناك علاقة غير خطية يمكن أن توجد بين متغيرين. ولنأخذ مثالاً يدل على ذلك.

نحن نعرف أن قدرة الفرد على قيادة الجماعات - أي لأن يكون زعيماً - تتطلب وجود بعض الخصائص الشخصية وأهمها الميل إلى السيطرة. فإذا أردنا أن ندرس العلاقة بين ميل الفرد إلى السيطرة وقدرته على القيادة لوجدنا أن هناك علاقة طردية بين خاصية السيطرة والقيادة الناجحة بمعنى زيادة الميل إلى السيطرة نعني زيادة القيادة الناجحة ولكن إلى حد معين حيث تصبح زيادة الميل إلى السيطرة سبباً في فشل القيادة ومن ثم تصبح العلاقة عكسية، أي لا يمكن أن نقول أن هذه العلاقة من أولها إلى آخرها علاقة خطية حيث لا يمثلها خط مستقيم ولكن نقول عنها أنها علاقة حيودية Curvilinear وفي مثل هذه الحالات يكون استخدام معامل الارتباط كما أشرنا إليه ليس في محله. ولذلك نستخدم ما يسمى بنسبة الارتباط، إيتا[٢] لقياس هذا النوع من العلاقات غير الخطية.

والمثال التالي يوضح ما نقصد إليه:

عند تطبيق اختبار من اختبارات الكفاءة اليدوية في مجال ما على مجموعة مكونة من ٢٨ شخصاً من أعمار مختلفة تتراوح بين ١٠ سنوات، ٣٨ سنة كانت النتائج كما يلي: سنوات العمر:-

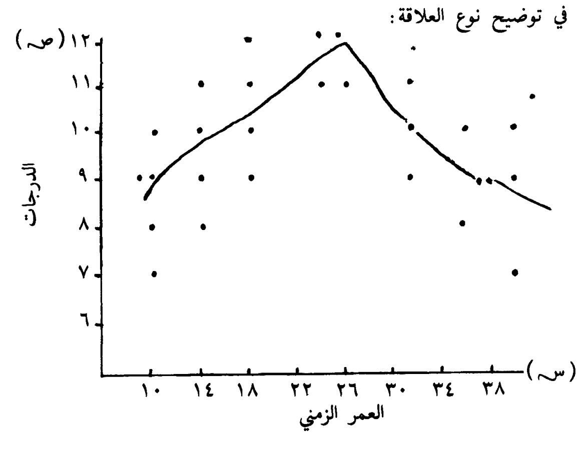
	١٠	١٤	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨
	٧	٨	٩	١١	٩	٨	٧	٨
	٨	٩	١٠	١١	١٠	٩	٩	
	٩	١٠	١١	١٢	١١	٩	١٠	
	٩	١١	١٢	١٢		١٠		
	١٠							
٢ =	٨,٦٠	٩,٥٠	١٠,٥٠	١١,٥٠	١٠,٠٠	٩,٠٠	٨,٦٧	٨

المتوسط العام = $\frac{٢٦٩}{٢٨}$ = ٩,٦١

معنى هذا الجدول أن هناك ثماني فئات عمرية أخذت هذا الاختبار وعدد الأفراد ليس ثابتاً في كل فئة: حيث نجد أن فئة ١٠ سنوات فيها خمسة أفراد حصلوا على الدرجات ٧، ٨، ٩، ٩، ١٠ بمتوسط مقداره ٨,٦، وفئة ٣٤ سنة فيها ثلاثة أفراد حصلوا على الدرجات ٧، ٩، ١٠ بمتوسط مقداره ٨,٦٧. وهكذا كما نجد أيضاً أن المتوسط العام لجميع درجات الاختبار هو ٩,٦١.

كل هذه العمليات السابقة والموضحة في الجدول يمكن عملها بسهولة إذ هي مجرد تصنيف بسيط لدرجات الاختبار ثم حساب متوسط الدرجات في كل فئة والمتوسط العام لدرجات الاختبار.

ولكن كيف عرفنا أن العلاقة غير خطية أو حيودية. إن رسم الخط البياني لتوضيح العلاقة بين ظاهرتين يعتبر من الخطوات الأساسية والأولية للوصف الإحصائي لما تقوم به من دراسة ومن ثم يعتبر الخط البياني هو المؤشر الأول في توضيح نوع العلاقة:



وعليه قمنا بإعداد الجدول السابق من أجل حساب نسبة الارتباط بين الدرجات (صـ) والعمر الزمني (سـ).

كيف نحسب نسبة الارتباط:

القانون المستخدم لحساب نسبة الارتباط هو:

$$\text{إيتا}^{٢} = ١ - \frac{\text{مج ع ب}}{\text{مج ع ك}}$$

حيث ع ب هي التربيعات البينية

ع ك هي التربيعات الكلية

ولننظر الآن إلى الجدول السابق لنرى كيفية الحساب:

أ) بالنسبة لحساب مج ع ب (التربيعات البينية) نأخذ كل فئة على حدة ونربع الفرق بين كل درجة والمتوسط: (٧ − ٨,٦)^{٢} + (٨ − ٨,٦)^{٢} + (٩ − ٨,٦)^{٢} + (٩ − ٨,٦)^{٢} + (١٠ − ٨,٦)^{٢}، هذا بالنسبة للفئة العمرية ١٠ سنوات. وتكرر هذه بالنسبة للفئات العمرية المختلفة ثم تجمع (يصبح الناتج ٢٤,٨٧).

(ب) بالنسبة لحساب مج ع ك (التربيعات الكلية) نأخذ جميع الدرجات ونربع الفرق بين كل درجة والمتوسط العام (٩,٦١) ونجمع مربعات الفروق على النحو التالي: (٧ − ٩,٦١)^{٢} + (٨ − ٩,٦١)^{٢} + (٩ − ٩,٦١)^{٢} ..... + (٨ − ٩,٦١)^{٢} = ٥٤,٦٨

(حـ) بتطبيق القانون السابق:

$$١ - \frac{٢٤,٨٧}{٥٤,٦٨} = ٠,٥٤٥$$

أي أن $\text{إيتا}^{٢}_{\text{صـ . سـ}}$ = ٠,٥٤٥

(لاحظ صہ. سہ يعني أنه يمكن استنتاج قيمة صہ من سہ وليس العكس) وهذا يعني أن قيمة إيتا^{٢} صہ.سہ تختلف عن قيمة إيتا^{٢} سہ.صہ.

لاحظ كذلك أن الأمر يختلف عن معامل الإرتباط لأن

ر سہ. صہ = ر صہ. سہ

وهنا يمكن مقارنة إيتا^{٢} مع ر^{٢} سہ. صہ حيث نجد أن:

إيتا^{٢} − ر^{٢} (اي الفرق بينهما لأن إيتا^{٢} دائماً أكبر من ر^{٢})

يعتبر مقياساً جيداً لدرجة حيودية العلاقة.

الخلاصة:

في هذا الفصل تعرضنا لبعض المفاهيم الأساسية التي يحتاجها طالب القياس النفسي وخاصة إذا لم يكن قد سبق له دراسة الرياضيات وقد اعتمدنا على أن الطالب لا بد أن يكون قد درس مقرراً في الإحصاء الوصفي. ورغم ذلك فقد كتب هذا الفصل من واقع دراسة تحليلية لأخطاء الطلاب في مادة القياس النفسي حيث لوحظ غياب المنطق عن بعض العمليات الرياضية المطلوبة مثل حساب الانحراف المعياري أو مناقشة معنى معامل الارتباط. لذلك سوف نختم هذا الفصل بمجموعة من التدريبات والمسائل التعليمية التي تساعد الطالب على فهم ما قصدنا إليه في هذا الفصل.

تدريبات ومسائل

أولاً - نقاط هامة:

١) ٥ + س = ٩

∴ س = ٤

الرقم ٥ هو طبعاً + ٥ وعندما ننقله من يمين المعادلة إلى يسارها تتغير الإشارة الجبرية فيصبح - ٥ أي + س = ٩ - ٥ = ٤

٢) ٥ س = ١٧

$$\text{س} = \frac{١٧}{٥} = ٣,٤$$

٥ س تعني ٥ × س أو $\frac{٥ \times \text{س}}{١}$ وعند نقل الرقم ٥ من يمين المعادلة إلى يسارها يتغير وضعه من بسط الكسر إلى مقامه. والعكس صحيح.

٣) أوجد قيمة س

$$\frac{\text{س}}{٣} = ١٢ \quad ، \quad \frac{\text{س}}{٤} = ٦ \text{، } \text{س} - ٧ = ٩$$

٤) أوجد قيمة المقدار:

$$\frac{٥ \text{ ص}}{١ + (٥ - ١) \text{ ص}} \qquad \text{إذا كانت ص} = ٠,٧$$

$$\therefore \quad \frac{٥ \times ,٧}{١ + (٥ - ١) \, ٠,٧}$$

الخطوة الأولى: التخلص من القوس أي ٥ - ١ = ٤

يصبح المقدار $\frac{٥ \times ٠,٧}{١ + ٤ \times ٠,٧}$

الخطوة الثانية: إنهاء عمليات الضرب (أو القسمة إن وجد)

يصبح المقدار $\frac{٣,٥}{١ + ٢,٨}$

الخطوة الثالثة: إنهاء عمليات الجمع (أو الطرح إن وجد)

يصبح المقدار $\frac{٣,٥}{٣,٨}$ = ٠,٩٢

٥) أوجد قيمة المقدار التالي:

$\frac{٤ \text{ س}}{١ + (٤ - ١) \text{ س}}$ حيث س ٠,٦ ، ٠,٧ ، ٠,٨

ثانياً - مسائل محلولة:

١ - أوجد المتوسط والوسيط للدرجات التالية:

٨٤ ٩١ ٧٢ ٦٨ ٨٧ ٧٨

الحل يتم بترتيب الأرقام فيصبح: ٦٨ ٧٢ ٧٨ ٨٤ ٨٧ ٩١

تطبيق القانون $\frac{ن + ١}{٢}$ لمعرفة مكان الوسيط (ن = عدد الدرجات)

= $\frac{٦ + ١}{٢}$ ٣ ½

أي الوسيط يقع بين ٧٨، ٨٤ ويساوي $\frac{٧٨ + ٨٤}{٢}$ = ٨١

أي أن الدرجة الوسيطية هي ٨١

ولحساب المتوسط $\frac{\text{مج ن}}{\text{ن}}$ = ٨٠

٢ ـ أوجد المتوسط والوسيط للتوزيعات التالية:

(أ)

الفئة	التكرار
٥٠ – ٥١	١
٥٢ – ٥٣	٣
٥٤ – ٥٥	٢
٥٦ – ٥٧	٤
٥٨ – ٥٩	٥
٦٠ – ٦١	٧
٦٢ – ٦٣	٦
٦٤ – ٦٥	٤
٦٦ – ٦٧	٣
٦٨ – ٦٩	٢
٧٠ – ٧١	٢
ن =	٣٩

الإجابة المتوسط = ٦٠,٧٦

الوسيط = ٦٠,٧٩

(ب)

الفئة	التكرار
٤٠ – ٤٤	٢
٤٥ – ٤٩	صفر
٥٠ – ٥٤	٥
٥٥ – ٥٩	٧
٦٠ – ٦٤	٩
٦٥ – ٦٩	١١
٧٠ – ٧٤	٦
٧٥ – ٧٩	٨
٨٠ – ٨٤	٤
٨٥ – ٨٩	٢
٩٠ – ٩٤	٢
ن =	٥٦

الإجابة المتوسط = ٦٧,٣٦

الوسيط = ٦٦,٧٧

(حـ)

الفئة	التكرار
٠ – ٩	٦
١٠ – ١٩	٨
٢٠ – ٢٩	١٠
٣٠ – ٣٩	١٥

(١) استخدم الطريقة المختصرة في حساب المتوسط

(٢) قانون الوسيط هو: $\text{ح} + \frac{\frac{\text{ن}}{٢} - \text{مج ك}'}{\text{ك}'} \times \text{ى}$

الفئات	ك
٤٠ – ٤٩	٢٥
٥٠ – ٥٩	٣٠
٦٠ – ٦٩	٢١
٧٠ – ٧٩	١٩
٨٠ – ٨٩	١٤
٩٠ – ٩٩	٩
١٠٠ – ١٠٩	٥
ن =	١٦٢

(٣) هل يمكنك الاستفادة من هذا القانون في حساب الارباعي الأول – الارباعي الثالث؟

(٤) هل يمكنك استخدام نفس القانون في حساب المئين ٦٠؟

الإجابة

المتوسط = ٥٥,٤٣

الوسيط = ٥٥,١٧

ثالثاً ـ تدريبات

١ ـ احسب الانحراف المعياري لكل توزيع من التوزيعات الثلاثة أ ، ب ، حـ الموضحة سابقاً.
احسب التباين (التباين = مربع الانحراف المعياري).

٢ ـ احسب معامل الارتباط = √س. ص في الحالات التالية:

(أ)		
الفرد	س	ص
١	٥٠	٢٢
٢	٥٤	٢٥
٣	٥٦	٣٤
٤	٥٩	٢٨
٥	٦٠	٢٦
٦	٦٢	٣٠
٧	٦١	٣٢
٨	٦٥	٣٠
٩	٦٧	٢٨
١٠	٧١	٣٤
١١	٧١	٣٦
١٢	٧٤	٤٠

(ب)		
الفرد	س	ص
١	١٥	٤٠
٢	١٨	٤٢
٣	٢٢	٥٠
٤	١٧	٤٥
٥	١٩	٤٣
٦	٢٠	٤٦
٧	١٦	٤١
٨	٢١	٤١

(حـ)		
الفرد	س	ص
١	١٥	١٢
٢	١٤	١٤
٣	١٣	١٠
٤	١٢	٨
٥	١١	١٢
٦	١١	٩
٧	١١	١٢
٨	١٠	٨
٩	١٠	١٠
١٠	١٠	٩

المراجع

١ ـ سعد عبد الرحمن: السلوك الإنساني تحليل وقياس المتغيرات ـ مكتبة الفلاح ط ٢ ١٩٧٧.

2 - Garrett, H, Statistics in psychology and education Longman, 1970.

3 - Glass, G and Stanley J., Statistical Methods in education and Psychology, Prentice Hall, 1970.

4 - Guilford, J.P. Psychometric Methods, Mc Graw-Hill 1954.

5 - .... Fundamental Statistics in Psychology and education, Mc Graw-Hill 1965.

6 - Restte, F, Mathematical models in psychology, Penguin Science of behaviour, 1971.

7 - Spiegel, M, Statistics, Schaum's out line Series Mc Graw Hill, 1972.



الفصل الثاني

نظرية القياس في علم النفس

ـ (المسلمات والمستويات)

سوف نناقش في هذا الفصل نظرية القياس في علم النفس حيث نوضح كيف ولماذا نستخدم الأرقام في هذا الميدان من المعرفة.

ولكل نظرية من النظريات مجموعة من الفروض والمسلمات تقوم عليها من أجل تفسير الظواهر التي ترتبط بها، ولا بد أن تكون لهذه النظرية القدرة على التفسير والتعليل حتى تكون نظرية صالحة للاستعمال والتطبيق.

المسلمات الرئيسية لنظرية القياس

أولاً ـ سوف نتفق في بداية الأمر أن لكل إنسان مجموعة من الأنماط السلوكية تختلف إلى حد ما وتتفق إلى حد ما مع الانماط السلوكية لإنسان آخر. وهذه الانماط سوف نسميها «أداء» الفرد.

(١) وهنا نحن نسلم بأن **هذا الأداء يمكن قياسه وتقديره،** وهذا يعني أننا نقول إنه يمكن تحويل أداء الإنسان من صيغة وصفية إلى صيغة كمية باستخدام الأرقام حسب قواعد معينة.

وهذا هو المسلم الأول من مسلمات نظرية القياس حيث أن قابلية

(٢) أداء الأفراد للقياس والتقدير تمهد للعمليات المختلفة المتتالية والمترتبة على هذه القابلية.

(٣) فأداء الفرد عندما يتم قياسه أو تقديره في مرحلة من مراحله يصبح الأمر بعد ذلك ممكناً للتنبؤ بالمراحل التالية من هذا الأداء أو الأداءات الأخرى - ردود الأفعال.

(٤) ويتضمن مفهوم قابلية أداء الفرد للقياس والتقدير معنى اخضاع هذا الأداء لظروف وعوامل خارجية قد تؤثر بدرجة أو بأخرى في عملية القياس والتقدير مثل ظروف التجريب التي يتعرض لها الإنسان في موقف من مواقف البحث والدراسة، إذ أنه من الصعب جداً إن لم يكن من المستحيل عزل الأداء المطلوب قياسه عن بقية الكل الشامل للإنسان بأنماط سلوكه المختلفة.

فإذا كان المطلوب قياس أداء الفرد في مواقف التفكير أو المحاكمة العقلية فقد يكون من الصعب عزل هذا الأداء عن أدائه في التعبير اللغوي أو استخدام الرموز أو معالجة الأشكال الهندسية أو غير ذلك.

وإذا كان المطلوب قياس أداء الفرد في مواقف القدرة على تحمل المسئولية فإنه يصبح أيضاً من الصعب العسير عزل هذا الأداء عن أدائه في ميادين القدرة اللغوية أو الذكاء كقدرة فطرية عامة أو أدائه في مواقف القدرة الاجتماعية أو الميل إلى التسلط والسيطرة أو الثبات الانفعالي أو غير ذلك.

(٥) ومن هذا يتضح أن مواقف التجريب أو مواقف القياس لا بد وأن تأخذ في اعتبارها هذا التداخل وهذه العلاقة الحركية (علاقة أخذ وعطاء) أو التبادلية بين الجوانب المختلفة لأداء الإنسان.

(٦) ومن ثم فإن أداة القياس أو التقدير لا بد أن تأخذ ذلك في اعتبارها أيضاً.

والأمر ليس كذلك في القياس (الطبيعي) مثل قياس الأطوال والأوزان ودرجات الحرارة وما إلى ذلك. فإن قياس طول قطعة من الخشب لا يتأثر بوزنها أو بنوعية مادتها وكذلك قياس وزن قطعة من الحديد لا يتأثر بشكلها أو أبعادها إذا كانت على هيئة كرة أو مكعب وقياس درجة حرارة سائل معين لا يتوقف على نوع هذا السائل إذا كان ماء أو غير ذلك.

(٧) نعود ونقول إن المسلم الأول من مسلمات نظرية القياس هو أن اداء الإنسان قابل للقياس والتقدير ومن ثم فإن هذا القياس يحتاج إلى أدوات من نوع خاص في ضوء ما أثرناه سابقاً وبالتالي فإن هذه الأدوات لا بد أن تتميز عن بعضها البعض كما تتميز أيضاً عن الأدوات التي تستخدم في القياس الطبيعي أو القياس الكيميائي او البيولوجي، ولا بد كذلك أن يكون لهذه الأدوات رياضياتها الخاصة بها ومنطقها المحدد الذي تستخدمه في المعالجة بل ومفاهيمها التي ترى من خلالها عملية القياس.

ثانياً ـ المسلم الثاني من مسلمات نظرية القياس يقول بأن **«أداء الإنسان إنما هو دالة خصائصه»**.

(١) وهذا يعني أن كل أداء أو سلوك إنما يصدر عن خاصية واحدة أو مجموعة خصائص يتميز بها الفرد عن غيره من بقية الأفراد.

وللتفصيل فإن الخاصية الواحدة ـ مثل الذكاء أو القدرة اللغوية ـ تعطي أكثر من نمط أو أداء، كما أن الأداء الواحد ـ مثل حل مسألة رياضية ـ ينتج عن أكثر من خاصية واحدة.

(٢) ومن هذا يتضح تعقيد العلاقة بين الخصائص والأداء الأمر الذي يؤثر بطبيعة الحال على الأداة المستخدمة في القياس من حيث البناء والتكوين وكذلك من حيث الدلالة والتفسير.

(٣) فعند قياس الأداء الذي يرتبط بخاصية التعبير اللغوي على سبيل المثال يجب أن تعلم أن هذا الأداء إنما هو نتاج خاصية التعبير اللغوي بجانب خواص أخرى مثل الذكاء والقدرة الإجتماعية وغير ذلك ومن هنا يتحتم علينا أن نأخذ ذلك في اعتبارنا عند فحص دلالة أداة القياس وتفسير نتائجها.

(٤) وبالمثل فإنه عند بناء أو تكوين أي أداة لقياس خاصية معينة (مثل القدرة الرياضية أو القدرة على تحمل المسئولية) فإنه يجب أن نأخذ في اعتبارنا أن هذه الخاصية أو تلك تعطى أكثر من نوع واحد من الأداء.

وهذا ما قصدنا إليه عندما قلنا أن الأداة المستخدمة لقياس الخصائص العقلية والنفسية سوف تتأثر بعلاقة الخاصية بالأداء من حيث البناء والتكوين والدلالة والتفسير.

(٥) وهناك بعد آخر يجب أن يضاف إلى ما سبق توضيحه وهو يتصل بكم العلاقة بين المتغيرين: الخاصية والأداء بمعنى شدة العلاقة بينهما فلو فرضنا أن الخاصية هي القدرة الرياضية وأن الأداء هو حل المسائل الرياضية فإنه يصبح من الضروري أن تكون أداة القياس على درجة كبيرة من الحساسية لشدة العلاقة بين القدرة والأداء حتى نتمكن من قياس الأداء وإرجاعه إلى الخاصية الواحدة أو الخصائص المتعددة. وبمعنى آخر تتمكن اداة القياس من تقدير العلاقة بين الطرفين دون تدخل طرف ثالث أو أطراف أخرى.

ففي مثالنا هذا إذا كانت أداة القياس حساسة لشدة العلاقة بين المتغيرين فإنها أي الاداة لن تتأثر بتدخل عوامل أخرى مثل اللغة أو التحصيل المدرسي أو سرعة القراءة أو غير ذلك من العوامل.

ونعود ونقول إن المسلم الثاني الذي يفترض أن أداء الإنسان هو دالة خصائصه يدور حول محورين:

أ - علاقة الخاصية بالأداء من حيث النوع والكم.

ب - تأثر أداة القياس بهذه العلاقة.

كما يجب أن نضيف أيضاً أنه بناء على هذا المسلم فإننا نفترض كذلك أن أدوات القياس تقيس أداء الفرد كما تقيس شدة العلاقة بين الأداء والخاصية.

ثالثاً - المسلم الثالث لنظرية القياس بدور حول لب عملية القياس ويختص بما أتفق على تسميته بالفروق الفردية.

ويقول هذا المسلم **بأن الخاصية والأداء والعلاقة بينهما تختلف من فرد لأخر**. وأن هذا الاختلاف هو ما قامت عليه عملية القياس.

ولتوضيح ذلك ربما نشير إلى التجارب الأولى التي أجريت في مختبرات علم النفس في بداية نموه وتطوره وخاصة في مختبر ڤونت في ألمانيا حيث كانت التجارب تهدف إلى إيجاد صيغة عامة مشتركة وقانون موحد لسلوك الانسان وأدائه وعندما كان يلاحظ اختلاف أداء الأفراد عند الاستجابة لنفس المثير كان يعتبر ذلك من باب الخطأ.

أما الاتجاه الآخر وهو الاتجاه الذي يؤكد فكرة القياس العقلي واستخدام أدوات القياس فقد أعتبرت هذه الفروق والاختلافات والتباين أساس عملية القياس بل ما نهدف إلى قياسه فعلاً.

فأدوات القياس عندما تقيس الأداء فإنها في الحقيقة لا تقيس كمية هذا الأداء كما نعين مثلاً وزن قطعة من الحديد، وعندما تقيس الخاصية (أو القدرة) فإنها أي الأداة لا تقيس كمية القدرة - كمية الذكاء مثلاً - التي يمتلكها الفرد، وعندما نقيس العلاقة بين الخاصية والأداء فإننا لا نقيسها في وحدات مطلقة، ولكن جميع هذه العمليات إنما تتم في إطار نسبي هو إطار الاختلاف والتباين الذي يوجد فعلاً بين خصائص الأفراد وأدائهم.

وعلى ذلك فإننا نعود ونقول إن ما نقيسه هو في الحقيقة الاختلافات أكثر من أي شيء آخر، فنحن نقيس اختلافات الأفراد في الذكاء والقدرات والخصائص الشخصية ذلك لأن عملية القياس في هذا الإطار هي نسبية وليست مطلقة.

(١) ومما يجب إضافته إلى ما سبق أن وجود الفروق الفردية والاعتراف بها ضمن مسلمات نظرية القياس يحدد موقف عملية القياس وأدوات القياس من وسائل المعالجة الرياضية والاحصائية.

ففي ميدان العلوم الطبيعية يكون أساس المعالجة الإحصائية أو الرياضية هو إيجاد القانون العام أو الصيغة الموحدة في حين أنه في ميدان القياس النفسي أصبح الأمر مختلفاً بحيث يكون أساس المعالجة الرياضية أو الإحصائية هو البحث عن الفروق والاختلافات والتأكد من دلالاتها وبذلك فإن المعالجة مختلفة من حيث الهدف والاسلوب في الحالتين.

(٢) كما نؤكد أيضاً أثر هذا المفهوم ـ مفهوم التباين والاختلاف والفروق الفردية ـ على بناء أداة القياس في حد ذاتها واختيار وحداتها والتأكد من فعالية هذه الوحدات.

فإن الاداة التي تبنى من أجل قياس الفروق تختلف عن الأداة التي تبنى من أجل قياس الكمية، أو بمعنى آخر نجد أن الأداة التي تبنى من أجل القياس النسبي تختلف عن الأداة التي تبنى من أجل القياس المطلق.

(٣) ولا يمكن أيضاً أن نتجاهل عملية التحليل والتفسير للقياسات (الدرجات) التي نحصل عليها عن طريق هذه الأدوات التي تبنى من أجل قياس الفروق أو القياس النسبي.

فعند التحليل أو التفسير لا بد وأن نشير دائماً إلى إطار مرجعي تنسب إليه هذه القياسات أو الدرجات. وقد يكون هذا الإطار المرجعي هو جدول

المعايير بدرجات مقننة تائية مثلاً أو غير ذلك. ذلك لأن - وكما سبق أن قلنا - إن مفهوم الفروق الفردية مفهوم أساسي في عملية القياس النفسي ومن ثم لا بد أن تتأثر به الأساليب والأدوات وطرق التحليل والتفسير.

رابعاً - المسلم الرابع لنظرية القياس يأخذ في اعتباره ما حاولت أن تتجاهله أو تتغلب عليه نظريات القياس في الميادين الأخرى - يأخذ في اعتباره خطأ القياس. ويقول **بأن كل درجة (على مقياس ما) إنما تتكون من درجتين هما الدرجة الحقيقية والدرجة التي تعود إلى الخطأ.**

وهذا اعتراف واضح وصريح بوجود الخطأ كمكون من مكونات الدرجة التي يحصل عليها الفرد على أي مقياس من المقاييس.

(١) ولتحديد العلاقة بين المكون الحقيقي ومكون الخطأ لدرجة ما فإننا نسلم أيضاً بأن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + الدرجة التي تعود إلى الخطأ.

وهنا يمكن أن نقول أن هذا الخطأ يمكن تصنيفه على النحو التالي:

أ - الخطأ الثابت **Systematic error** وهو نوع من الخطأ يعود إلى المقياس في حد ذاته ويتكرر بصفة منتظمة وله نفس التأثير على كل درجة على هذا المقياس.

فإذا كان هناك خطأ في تدريج مسطرة لقياس الأطوال بحيث توجد زيادة بمقدار ½ سم في هذا التدريج أصبح من السهل علينا معرفة الدرجة الحقيقية (الطول الحقيقي) لكل ما يراد قياس طوله بطرح ½ سم من الدرجة الظاهرية أو القياس الظاهري لطول شيء ما. ومن ثم فإن هذا الخطأ - إذا عرفت كميته - لا يشكل مشكلة هامة بالنسبة إلى عملية القياس.

ب - خطأ المقياس **Measurement error** وهو الخطأ الناتج عن

استخدام الدرجة الظاهرية في القياس بدلاً من الدرجة الحقيقية وهو نوع من الخطأ يحتاج إلى معالجة إحصائية خاصة للتحكم فيه.

هـ - خطأ الصدفة أو العشوائية **Random error** وهذا هو الخطأ الذي يحتاج إلى شرح وتوضيح. إذ أن هذا النوع من الخطأ - بحكم التسمية - لا يمكن ضبطه أو السيطرة عليه لأنه لا بد وأن يكون عشوائياً. وهذه الأخطاء العشوائية هي التي يلغى بعضها البعض الآخر وخاصة إذا كان حجم العينة كبيراً، وعلى ذلك فإننا نلجأ إلى مجموعة من المسلمات الفرعية لتحديد العلاقة بين هذه الأخطاء العشوائية والدرجة الظاهرية أو الدرجة الكلية التي حصل عليها الفرد ودرجته الحقيقية التي تعبر عن قدرته الفعلية على البعد الذي يتم قياسه.

(١) نقول إن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + الدرجة التي تعود إلى الخطأ (العشوائي)

ك = ح + خ

وهذا يعني أن الدرجة الكلية تساوي المجموع الجبري للدرجة الحقيقية والدرجة التي تعود إلى الخطأ العشوائي ذلك لأن هذا النوع الأخير من الدرجات قد يكون سالباً أو موجباً.

(٢) نقول أيضاً أن متوسط هذه الدرجات التي تعود إلى الخطأ العشوائي لا بد وأن يساوي الصفر أي أن مخ = صفر وذلك أيضاً عندما يكون حجم العينة كبيراً.

(٣) نقول كذلك ان معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية والدرجات التي تعود إلى الخطأ العشوائي لا بد وأن يكون صفراً أي ان

ر ح خ = صفر

ذلك لأنه ليس هناك ما يدعو إلى الاعتقاد بأن الأخطاء العشوائية الموجبة تحدث في حالة الدرجات العالية والأخطاء العشوائية السالبة تحدث في

حالة الدرجات المنخفضة أو العكس، وعليه فإن ر ح.خ = صفر يعني أنه لا وجود لأي نوع من العلاقة بين الدرجات الحقيقية ودرجات الخطأ العشوائي.

(٤) نقول أيضاً أن درجات الخطأ العشوائي عند تطبيق مقياس ما لا علاقة لها بدرجات الخطأ العشوائي عند تطبيق مقياس آخر، أو بمعنى آخر نقول إن ر خ١ .خ٢ = صفر وذلك في حالة ما إذا كان حجم العينة كبيراً كما سبق وأشرنا، ولكن نحن نسلم بأن ما سبق ان قلناه ينطبق كذلك على ما نحصل عليه من درجات في تطبيقاتنا العادية وللتلخيص فإننا نعود ونقول:

١ ـ إن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + درجة الخطأ العشوائي.

٢ ـ متوسط درجات الخطأ = صفر.

٣ ـ معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية ودرجات الأخطاء العشوائية = صفر.

٤ ـ معامل الارتباط بين أي مجموعتين من درجات الأخطاء العشوائية = صفر.

وهذا أشرنا إليه بمجموعة المسلمات الفرعية.

وعلى العموم فقد ناقشنا فيما سبق ـ وإن كان في إيجاز ـ المسلمات الأربعة الرئيسية لنظرية القياس في علم النفس: وهي.

١ ـ أداء الفرد يمكن قياسه وتقديره.

٢ ـ أداء الفرد دالة خصائصه.

٣ ـ الخاصية والآداء والعلاقة بينهما تختلف من فرد إلى آخر (الفروق الفردية).

٤ ـ القياس الظاهري (الكلي) يتكون من قياس حقيقي وآخر يرجع إلى الخطأ.

مستويات القياس في علم النفس

سبق أن أشرنا إلى أن القياس بمعناه الواسع يعني استخدام الأرقام في (وصف) الأحداث والأشياء بناء على قواعد معينة، وهذا يعني أنه عند تغيير هذه القواعد أو عند استخدام الأرقام تحت قواعد مختلفة فإننا سوف نحصل على أنواع مختلفة من المقاييس.

وعلى ذلك فإنه ينبغي أن نأخذ في اعتبارنا عدة نقاط سوف تتضح أهميتها في مسار المناقشة وهي:

أ - القواعد المختلفة التي يتم استخدام الأرقام بناء عليها.

ب - الخواص الرياضية للمقياس الناتج عن استخدام الأرقام تحت هذه القواعد المختلفة.

هـ - العمليات الاحصائية التي يمكن استخدامها لمعالجة المقياس الناتج سواء من حيث بنائه وتكوينه او من حيث تحليل نتائج تطبيقاته المختلفة فعلى سبيل المثال عندما نستخدم الأرقام تحت قاعدة تمييز السيارات عن بعضها البعض أو المنازل أو التلفونات فإن المقياس الناتج يساعدنا فقط على أن نميز بين سيارة وأخرى ومنزل وآخر وهكذا ولكنه لن يساعدنا في الدلالة على سرعة السيارة أو حجم المنزل وعدد ما فيه من غرف. ولكن اذا استخدمت نفس الأرقام تحت قواعد أخرى مثل قاعدة الأول والثاني وهكذا إشارة إلى من دخل القاعة أولا ومن دخل بعده، فإنه المقياس الناتج سوف يساعدنا على ترتيب الأفراد حسب أولوية وصولهم إلى القاعة ولكنه لن يساعدنا في إيجاد الفاصل الزمني بين وصول كل فرد وآخر.

وإذا استخدمت نفس الأرقام تحت قاعدة أخرى مثل قاعدة التدريج فإنه المقياس الناتج سوف يساعدنا في معرفة الفرق بين درجات الحرارة إذا كان التدريج على ترمومتر أو في معرفة وزن الأشياء اذا كان التدريج على ميزان وهكذا.

ومن ثم يمكننا أن نميز بين أربعة مستويات من مستويات القياس على أساس القاعدة التي يتم استخدام الأرقام بناء عليها في وصف الأشياء والأحداث وخصائص المقياس الناتج وما يتطلبه من معالجة.

هذه المستويات هي:

أولاً - مقياس التصنيف (أو التسمية بالرقم) **nominal Scale**

ويعبر هذا المستوى من القياس أبسط المستويات إذ أنه يستخدم الأرقام من أجل الدلالة على الأشياء أو مجموعات الأشياء. فعلى سبيل المثال تستخدم الأرقام من أجل الدلالة على السيارات المختلفة إذ أن كل سيارة لها رقم خاص تصنف به وكذلك أرقام التلفونات كما يمكن أن تستخدم كذلك للدلالة على مجموعات الأشياء حيث تقول المجموعة رقم ١ والمجموعة رقم ٢ أو الفريق رقم ٣ والفريق رقم ٤. والأرقام **المستخدمة** في حد ذاتها لا معنى لإجراء أي عمليات حسابية عليها مثل الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة.

ولنأخذ المثال التالي لتوضيح الفكرة:

لنفترض أنه طلب من المعلم في أحد الفصول أن يصنف الأطفال بناء على لون القميص الذي يرتديه كل منهم. فبدأ بالعد فوجد أن:

١٠	أولاد	يرتدون القميص الأبيض	مجموعة رقم ١
١٥	ولدا	يرتدون القميص الأصفر	مجموعة رقم ٢
٨	أولاد	يرتدون القميص الأخضر	مجموعة رقم ٣
١٢	ولدا	يرتدون القميص الأحمر	مجموعة رقم ٤

نلاحظ هنا أن الأرقام ١، ٢، ٣، ٤ استخدمت للدلالة على مجموعات كل مجموعة تحتوي على عدد من الأولاد يختلف عما تحتويه المجموعة الأخرى.

وهناك ملاحظة في خصائص هذا المقياس وهي أن بداية العد لا تؤثر على المقياس فمن حيث يبدأ المعلم في العد : ابتداء من ذوي القمصان البيض أو من ذوي القمصان الحمر فإن النتيجة سوف تكون واحدة ولن يتأثر المقياس من حيث الشكل أو الموضوع.

وواضح كذلك أن عملية العد البسيط هي التي كونت المقياس وبناء عليها تم تصنيف هؤلاء الأطفال بناء على لون القميص الذي يرتديه كل منهم.

ومن الممكن أيضا أن يتم تصنيف نفس المجموعة من الأطفال بناء على لون القميص ولون الحذاء الذي يرتديه كل منهم.

حيث نجد على سبيل المثال

٥ أولاد يرتدون القميص الأبيض والحذاء الأسود مجموعة رقم ١
٥ أولاد يرتدون القميص الأبيض والحذاء البني مجموعة رقم ٢
١٠ أولاد يرتدون القميص الأصفر والحذاء الأسود مجموعة رقم ٣
٥ أولاد يرتدون القميص الأصفر والحذاء البني مجموعة رقم ٤
٨ أولاد يرتدون القميص الأخضر والحذاء الأسود مجموعة رقم ٥
٧ أولاد يرتدون القميص الأحمر والحذاء الأسود مجموعة رقم ٦
٥ أولاد يرتدون القميص الأحمر والحذاء البني مجموعة رقم ٧

وهنا أيضا نجد أن هذا المقياس له نفس الخصائص وهي:

- يقوم على مبدأ العد البسيط
- لا يتاثر ببداية العد

ومن ثم فانه يمكن أن نقول إن مقياس التصنيف هو **مقياس يستخدم الأرقام لتصنيف الوحدات بناء على خاصية أو أكثر ويقوم على مبدأ العد البسيط ولا يتأثر ببداية العد**. ومما يجب الإشارة إليه هو أن القاعدة التي يعتمد عليها هذا المقياس هي: قاعدة عدم إعطاء نفس الرقم للمجموعات المختلفة وكذلك عدم إعطاء نفس المجموعة أرقاما مختلفة.

المعالجة الإحصائية لمستوى التصنيف

في عملية القياس لا نقف عند مجرد تصنيف وحدات الظاهرة فنقول مثلا أن في هذا الفصل الدراس المكون من ٤٠ طالبا ٢٥ طالبا حصلوا على درجة النجاح بينما لم يحصل الباقون وعددهم ١٥ على درجة النجاح. بل نستطرد في ذلك لنبحث في أسباب النجاح والفشل وهل كنا نتوقع هذه النتيجة بعد الجهد الذي بذله المعلم والتلاميذ أثناء العام الدراسي.

وإذا كنا مثلا نصنف طلاب مدرسة معينة حسب مناطق السكن فنحن لا نكتفي فقط بأن نعرف عدد الطلاب من كل منطقة سكنية بل نلاحظ العلاقة بين عدد الطلاب في هذه المناطق وقرب هذه المناطق أو بعدها عن مكان المدرسة. وهكذا نستطيع أن نقول إن مقياس التصنيف إنما هو الخطوة الأولى في البحث في علاقات الظواهر مع بعضها البعض وهذا في حقيقة الأمر هو موضوع القياس وتطبيقاته التي تؤدي وتساعد على التنبؤ وهو الوظيفة المكملة للقياس في أي علم من العلوم.

(١) وفي البداية نقول إن المعالجة الاحصائية المناسبة لهذا المستوى تقوم أيضا على فكرة العد البسيط **والأداة الاحصائية هي كا٢** χ^2.

والأداة الاحصائية كا٢ تقوم على **فكرة دلالة الفرق بين التكرارات المتوقعة والتكرارات الملاحظة.**

ولتوضيح فكرة كا٢ فلنأخذ المثال التالي:

لنفرض أنك كنت في حاجة إلى من يصلح لك سيارتك وأنت لا تعلم ما فيها من خلل. وقام العامل بإصلاحها دون أن يتفق معك على أجر، فعندما تعطيه أجره بعد أن يقوم بعملية الإصلاح هناك واحد من هذه الاحتمالات:

أ ـ إما أن يأخذ ما أعطيته له لأن في تقديره أن هذا هو الأجر المناسب.

ب - أو أن يشكرك جدا لأنك أعطيته اكثر مما كان يتوقعه بكثير فقد كان يتوقع أن يحصل على خمسة دنانير فاعطيته ثمانية.

هـ - أو أن يحتج عليك بشدة لأنك أعطيته أقل مما كان يتوقع بكثير حيث كان يتوقع أن يحصل على خمسة دنانير فأعطيته دينارا واحدا.

ففي الاحتمال الأول نجد أن الفرق بين ما كان يتوقعه وما حصل عليه منك كان قليلا (على سبيل المثال أعطيته خمسة دنانير ونصف أو أربع دنانير ونصف) ولهذا وجد أن الأجر مناسب دون أي انفعال من نوع ما.

وفي الاحتمال الثاني نلحظ انفعاله الموجب لأن الفرق بين ما كان يتوقعه وما حصل عليه كان كبيراً. حيث توقع خمسة دنانير فحصل على ثمانية أي أن الفرق ثلاثة دنانير وهو في تقديره مبلغ كبير **بالنسبة لما كان يتوقعه** أو عندما نستخدم التعبير الرياضي تنسب $\frac{٣}{٥}$ = ٠,٦.

وفي الاحتمال الثالث نلحظ انفعاله السالب لأن الفرق بين ما كان يتوقعه وما حصل عليه كان كبيرا ايضا **فقد** كان يتوقع خمسة دنانير وحصل على دينار واحد أي كان الفرق ٤ دينار **وبالنسبة إلى ما كان يتوقع** يكون في تقديره فرق كبير أي أن $\frac{٤}{٥}$ = ٠,٨.

هذا هو المنطق الأصلي للأداة الإحصائية كا^{٢} حيث يقوم على دلالة الفرق بين المتوقع والملاحظ.

ومن أجل أن نقترب بصورة أدق إلى الموضوع لنأخذ مثالا آخر:

لنفرض أننا قمنا بتصنيف رواد السوق المركزي في إحدى الجمعيات التعاونية إلى ذكور وإناث فوجدنا في السوق ١٨٠ شخصا منهم ٨٠ من الذكور، ١٠٠ من الإناث - هذا هو الملاحظ - ولكن ماذا كنا نتوقع؟

ليس هناك سبب يدعونا إلى أن نقول بضرورة وجود عدد أكثر من

النساء وليس هناك أيضا سبب آخر يدعونا إلى القول بضرورة وجود عدد اكبر من الرجال ذلك لأن السوق المركزي يبيع كل شيء سواء ما يخص النساء أو الرجال كما أن هناك أسر يقوم الرجل فيها بشراء لوازم المنزل وهناك أسر كذلك تقوم المرأة فيها بشراء لوازم المنزل.

إذن لا بد من وجود فرض معين نعتمد عليه في الإشارة إلى التكرار المتوقع (أو العدد المتوقع) من كلا الجنسين.

في هذه الحالة يكون الفرض الأمثل والأنسب هو الفرض الصفرى أو فرض العدم (null hypothesis) ولا بد أنك عرفت عنه شيئاً في دراستك للأحصاء إذ أنه أي الفرض الصفرى يرى أنه لا يوجد فرق ذو دلالة بين متوسط مجموعتين أو بمعنى أبسط فإن الفرض الصفرى يرى ما يراه المبدأ القانوني «المتهم بريء حتى تثبت إدانته».

ولذلك فإننا نفترض أو (نتوقع) أن عدد النساء سوف لا يختلف عن عدد الرجال ومن ثم يمكن التعبير عن ذلك كما يلي:

	النساء	الرجال
التكرار المتوقع	٩٠	٩٠
التكرار الملاحظ	١٠٠	٨٠

حيث أن العدد الكلي هو ١٨٠ ونحن نفترض - أو نعتمد على الفرض الصفرى - في القول فإن نصفهم من الذكور (٩٠) والنصف الآخر من الإناث (٩٠).

ولنأخذ الآن مثالاً ثالثاً: حيث أننا سوف نقوم بتصنيف رواد إحدى محلات الأزياء الخاصة بالرجال: أيضاً إلى إناث وذكور.

ففي هذه الحالة لا نستطيع أن نعتمد على الفرص الصفرى في الإشارة إلى العدد المتوقع، لأنه من المتوقع أن يكون عدد الرجال أكثر من عدد النساء ومن ثم لا بد من وجود فرض آخر يساعدنا في تعيين التكرار المتوقع. وهذا ما يسمى بالفرض المسبق أي الفرض الذي يبنى على معلومات سابقة فإذا كان هناك قانون يقول بأنه لا يجوز أن يتواجد أحد الجنسين في محل خاص بالجنس الآخر إلا في حدود ١٠٪ فقط من العدد الكلي: فإنه في هذه الحالة يصبح عدد النساء المتوقع في هذا الحل لا يزيد عن ١٠٪ من عدد الموجودين فلو كان عدد الموجودين ٩٠ شخصاً فإنه من المتوقع أن يكون هناك ٩ نساء، ٨١ رجلاً. وعلى ذلك إذا وجد أثناء التصنيف أن هناك ٣٠ امرأة، ٦٠ رجلاً فإنه يمكن التعبير عن ذلك كما يلي.

	النساء	الرجال
المتوقع	٩	٨١
الملاحظ	٣٠	٦٠

وهناك مثال آخر: لنفرض أن الجامعة أعلنت عن حاجتها لعدد من العاملين في المكتبات وتقدم لها ٢٠٠ شخص وبالتالي قام المختصون بتطبيق اختبار خاص لقياس قدرة معينة تتصل بالعمل في المكتبات ومن المعروف أن هذه القدرة (مثل الذكاء) تتوزع بناء على المنحنى الاعتدالي (سبق التعرف عليه في مقرر الإحصاء).

وكانت نتائج هذا الاختبار كما يلي:

١٥ متقدماً حصلوا على درجات دون المتوسط بوضوح.

١٢٥ متقدماً حصلوا على درجات حول المتوسط.

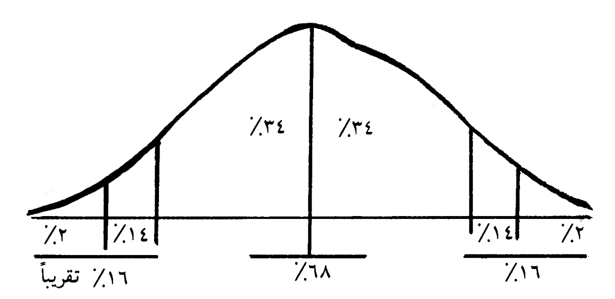
٦٠ متقدماً حصلوا على درجات عالية بوضوح.

فهل هذا التوزيع يختلف عما كانت تتوقعه إدارة الجامعة؟ ماذا كانت تتوقع إدارة الجامعة؟

بناء على المعلومات المتوفرة عن الاختبار والقدرة التي يقيسها والتي تقول بأن هذه القدرة تتوزع حسب المنحنى الاعتدالي فإنه

يمكن أن نتوقع ٣٢ متقدماً دون المتوسط يوضوح (مستوى متدنى)
يمكن أن نتوقع ١٣٦ متقدماً حول المتوسط
يمكن أن نتوقع ٣٢ متقدماً أعلى من المتوسط بوضوح (مستوى متفوق)

ولكن كيف؟ انظر الى المنحنى الاعتدالي وكيفية التوزيع:



نجد أن نسبة الأفراد حول المتوسط هي ٦٨٪ (٣٤٪ + ٣٤٪) أي ما يعادل ١٣٦ فرداً من مجموع ٢٠٠.

كما نجد أن نسبة الأفراد دون المتوسط بوضوح (المستوى المتدني) هي ١٦٪ (٢٪ + ١٤٪) وهذا يعادل ٣٢ فرداً من مجموع ٢٠٠.

كما نجد أن نسبة الأفراد أعلى من المتوسط بوضوح (المستوى المتفوق) هي ١٦٪ (٢٪ + ١٤٪) وهذا ما يعادل ٣٢ فرداً من مجموع ٢٠٠.

وعلى هذا نعود ونقول أن التكرارات المتوقعة حسبت بناء على المنحنى الاعتدالي.

وللتلخيص فإن الفروض المستخدمة لحساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للأداة الاحصائية كا٢ يمكن أن تكون:

أ - الفرض الصفري
ب - الفرض المسبق
هـ - فرض المنحنى الاعتدالي.

وإلى هنا ونكون قد عرفنا كيف نحصل على التكرارات المتوقعة ـ عن طريق أحد هذه الفروض الثلاثة ـ وكيف نحصل على التكرارات الملاحظة ـ عن طريق العد البسيط أو التصنيف ـ ويبقى الآن أن نعرف كيف نحسب كا٢.

طريقة حساب كا٢ χ^2

القانون المستخدم لحساب كا٢ هو:

$$\text{كا}^2 = \text{مج} \frac{(\text{المتوقع} - \text{الملاحظ})^2}{\text{المتوقع}}$$

أي أن كا٢ = مجموع مربع الفرق بين التكرارات المتوقعة والملاحظة بالنسبة الى التكرار المتوقع. (تذكر المثال الأول حيث نجد أن العامل الذي قام باصلاح السيارة ينسب الفرق إلى ما كان يتوقعه).

ولنحاول الآن حساب قيمة كا^{٢} في الامثلة السابقة:

أ -

	النساء	الرجال
التكرار المتوقع	٩٠	٩٠
التكرار الملاحظ	١٠٠	٨٠
الفرق =	- ١٠	+ ١٠

$$\therefore \text{كا}^{٢} = \frac{(-١٠)^{٢}}{٩٠} + \frac{(+١٠)^{٢}}{٩٠} = \frac{١٠٠}{٩٠} + \frac{١٠٠}{٩٠} = \frac{٢٠٠}{٩٠} = ٢,٢$$

ب -

	النساء	الرجال
المتوقع	٩	٨١
الملاحظ	٣٠	٦٠
الفرق	- ٢١	+ ٢١

$$\therefore \text{كا}^{٢} = \frac{(-٢١)^{٢}}{٩} + \frac{(+٢١)^{٢}}{٨١} = \frac{٤٤١}{٩} + \frac{٤٤١}{٨١} = ٥٤,٤$$

هـ -

	المستوى المتدني	حول المتوسط	المستوى المتفوق
المتوقع	٣٢	١٣٦	٣٢
الملاحظ	١٥	١٢٥	٦٠
الفرق =	١٧	١١	- ٢٨

$$\text{كا}^{٢} = \frac{(١٧)^{٢}}{٣٢} + \frac{(١١)^{٢}}{١٣٦} + \frac{(-٢٨)^{٢}}{٣٢} = ٣٤,٤$$

ولكن ما معنى:

أن قيمة كا^{٢} في المثال الاول (أ) ٢,٢ .

وأن قيمة كا^{٢} في المثال الثاني (ب) ٥٤,٤ .

وأن قيمة كا^{٢} في المثال الثالث (هـ) ٣٤,٤ .

لا بد أنك تعرضت في دراسة الإحصاء لمعنى الدلالة الاحصائية للأدوات والمعاملات حيث نرجع إلى الجداول للكشف عن هذه الدلالة.

فعندما نرجع إلى جداول كا٢ (انظر ص ١٤٥) عند درجة الحرية أو الطلاقة degree of Freedom ١ (لاحظ أن درجات الحرية =(الأعمده ـ ١ × الصفوف ـ ١) وفي هذه الامثلة درجات الحرية = (٢ ـ ١) × (٢ ـ ١) = ١.

فاننا سوف نجد أن قيمة كا٢ حتى تكون داله عن مستوى ٠٥,٠ لا بد وأن تساوي ٣,٨٤ ومعنى الدلالة عند مستوى ٠٥,٠ أنه اذا أعيدت هذه التجربة مائة مرة فسوف تكون هناك خمس مرات من هذه المائة غير متفقة مع بقية المرات او متأثرة بالعشوائية، كما نجد ايضا ان قيمة كا٢ حتى تكون دالة عند مستوى ٠٢,٠ لا بد وان تساوي ٥,٤١ ـ ومعنى الدلالة عند مستوى ٠٢,٠ انه اذا اعيدت التجربة مائة مرة فسوف تكون هناك مرتان فقط تحت تأثير الصدفة والعشوائية ـ ثم نجد كذلك ان قيمة كا٢ حتى تكون دالة عند مستوى ٠١,٠ تساوي ٦,٦٤. وواضح ايضا معنى الدلالة عند مستوى ٠١,٠ أي أن هناك مرة واحدة فقط من كل مائة مرة تتأثر بالصدفة والعشوائية.

وعلى ذلك فان قيمة كا٢ في المثال الاول (أ) = ٢,٢ وهي اقل من القيمة المطلوبة عند مستوى ٠٥,٠ (٣,٨٤) وعلى ذلك نعتبر أن كا٢ في هذا المثال غير دالة إحصائياً وعليه يجب قبول الفرض الصفرى ونقول إنه ليس هناك ما يلفت النظر بالنسبة لعدد الرجال والنساء داخل السوق المركزي.

وفي مثالنا الثاني (ب) نجد ان قيمة كا٢ = ٥٤,٤ وهي أكبر من القيمة المطلوبة عند مستوى ٠١,٠. وبالتالي فإننا نعتبر أن كا٢ في هذا المثال دالة إحصائيا بمعنى أن هناك فرق جوهري واضح بين ما توقعنا أن نجده من نساء ورجال في هذا المحل وبين ما لاحظناه فعلا. وبالرجوع إلى الأرقام يمكن

القول بان هناك زيادة جوهرية في عدد النساء عما هو متوقع وقلة جوهرية في عدد الرجال مما هو متوقع.

وفي مثالنا الثالث (هـ) وجدنا ان كا^{2} = ٣٤,٤ وهي دالة عن مستوى (أقل) من ٠١, بمعنى أن هناك فرقا جوهريا بين ما كانت إدارة الجامعة تتوقعه من توزيع نتيجة المتقدمين للعمل في المكتبات وبين ما حصلت عليه فعلا. وبالرجوع إلى الارقام نلاحظ ذلك فعلا وخاصة في المستوى المتدني والمستوى المتفوق. **ما زلنا حتى الآن نشير إلى كا^{2} كأداة احصائية مناسبة لمعالجة نتائج مقاييس مستوى التصنيف**. وما سبق كان نوعا من كا^{2} يستخدم في حالة وجود مجموعة واحدة (رواد السوق المركزي او محل الازياء أو المتقدمين للعمل في المكتبات) مصنفة حسب معيار واحد (الجنس: ذكر او انثى او القدرة الخاصة المتصلة بالعمل في المكتبات).

ولكن ليس هكذا يكون الحال دائما فقد يكون عندنا اكثر من مجموعة مصنفة حسب معيار معين او مجموعة واحدة مصنفة حسب اكثر من معيار واحد.

والأمثلة التالية توضح ما نريد أن نذهب إليه:

المثال الأول:

مجموعتان من الأفراد عدد الأولى ٤٣ رجلا والثانية ٥٢ امرأة يعملـون في مجال الإدارة. **وقد تم تصنيف هاتين المجموعتين بناء على خصائص الإدارة الناجحة**. فحصلنا على البيانات الموضحة بالجدول. والمطلوب هو معرفة هل يختلف الرجال عن النساء بالنسبة للادارة:

	رجال	نساء	المجموع
مدير ناجح	١٢	٣٢	٤٤
مدير متوسط	٢٢	١٤	٣٦
مدير غير ناجح	٩	٦	١٥
	٤٣	٥٢	٩٥

من الواضح أن الارقام الموضحة في هذا الجدول هي عبارة عن التكرارات الملاحظة والمطلوب الآن حساب التكرارات المتوقعة. والطريقة المتبعة لحساب التكرارات المتوقعة هي ضرب الجمع الرأس للاعمدة × الجمع الأفقي للصفوف والقسمة على المجموع الكلي.

ولتوضيح ذلك فإنه لحساب التكرار المتوقع في الخلية الأولى.

(رجال/ مدير ناجح حيث الملاحظ ١٢) فانه يتم كما يلي:

$$\frac{\text{٤٣ (الجمع الرأسي)} \times \text{٤٤ (الجمع الأفقي)}}{\text{٩٥ (المجموع الكلي)}} = ١٩,٩$$

وفي الخلية الثانية (نساء/ مدير ناجح حيث الملاحظ ٣٢) فإنه يحسب كما يلي:

$$\frac{\text{٥٢ (الجمع الرأسي)} \times \text{٤٤ (الجمع الأفقي)}}{\text{٩٥ (المجموع الكلي)}} = ٢٤,١$$

وفي الخلية الثالثة (رجال/ مدير متوسط حيث الملاحظ ٢٢) فإنه يحسب كما يلي:

$$\frac{\text{٤٣ (الجمع الرأسي)} \times \text{٣٦ (الجمع الأفقي)}}{\text{٩٥}} = ١٦,٣$$

وفي الخلية الرابعة (نساء/ مدير متوسط حيث الملاحظ ١٤) فإنه يحسب كما يلي:

$$\frac{\text{٥٢ (الجمع الرأسي)} \times \text{٣٦ (الجمع الأفقي)}}{\text{٩٥}} = ١٩,٧$$

وفي الخلية الخامسة (رجال/ مدير غير ناجح حيث الملاحظ ٩) فإنه يحسب كما يلي:

$$\frac{٤٣ \times ١٥}{٩٥} = ٦,٨$$

وفي الخلية السادسة (نساء/ مدير غير ناجح حيث الملاحظ ٦) فإنه يحسب كما يلي:

$$\frac{٥٢ \times ١٥}{٩٥} = ٨,٢$$

وعليه فإن الجدول يتحول الى الصورة التالية:-

	رجال	نساء	المجموع
مدير ناجح	١٢ (١٩,٩)	٣٢ (٢٤,١)	٤٤
مدير متوسط	٢٢ (١٦,٣)	١٤ (١٩,٧)	٣٦
مدير غير ناجح	٩ (٦,٨)	٦ (٨,٢)	١٥
المجموع	٤٣	٥٢	٩٥

لاحظ أن التكرارات المتوقعة وضعت بين قوسين في كل خلية. ويمكن حساب كا^{٢} كما يلي:-

$$كا^{٢} = \frac{(١٢ - ١٩,٩)^{٢}}{١٩,٩} + \frac{(٣٢ - ٢٤,١)^{٢}}{٢٤,١} + \frac{(٢٢ - ١٦,٣)^{٢}}{١٦,٣}$$

$$+ \frac{(١٤ - ١٩,٧)^{٢}}{١٩,٧} + \frac{(٩ - ٦,٨)^{٢}}{٦,٨} + \frac{(٦ - ٨,٢)^{٢}}{٨,٢} = ١٠,٦٧$$

ونعود الآن إلى حساب درجات الحرية وهي حاصل ضرب الأعمدة -١× الصفوف -١. لاحظ أن الأعمدة هي المجموعات (تساوي ٢ رجال

ونساء) والصفوف هي التصنيفات وتساوي ٣ ناجح. متوسط. غير ناجح).

∴ درجات الحرية = (٢ − ١) (٣ − ١) = ٢

وبالرجوع الى جداول كا² نجد أن القيمة المطلوبة للدلالة عند مستوى ٠١, أقل مما حصلنا عليه (١٠,٦٧) ومعنى ذلك أن هناك فرقا جوهريا بين النساء والرجال بالنسبة لخصائص الادارة الناجحة كما توضحها الأرقام المشار اليها في الجدول.

المثال الثاني:

مجموعة مكونة من ٨٠ خريجا من خريجي الجامعة **تم تصنيفهم بناء على معيارين هما التفوق الأكاديمي والنجاح المهني.** فحصلنا على البيانات الموضحة في الجدول.

	غير متفوق	متفوق اكاديميا	
ناجح مهنيا	١٠ (أ)	١١ (ب)	٢١
غير ناجح	٤٦ (جـ)	١٣ (د)	٥٩
	٥٦	٢٤	٨٠

ويمكن بطبيعة الحال حساب التكرارات المتوقعة بنفس الطريقة التي أشرنا إليها في المثال الأول. ولكن في حالة جدول ٢×٢ أي جدول مكون من عمودين وصفين حيث درجات الحرية = (٢ − ١) (٢ − ١) =١ يمكن استخدام قانون مباشر لحساب كا² على النحو التالي:-

$$\text{كا}^2 = \frac{\text{ن}\left(\text{أ د} - \text{ب جـ} - \frac{\text{ن}}{2}\right)^2}{(\text{أ} + \text{ب})(\text{جـ} + \text{د})(\text{أ} + \text{جـ})(\text{ب} + \text{د})}$$

حيث ن = عدد المجموعة

$$= \frac{٨٠\,(١٠ \times ١٣ - ١١ \times ٤٦ - ٤٠)^2}{٢١ \times ٥٩ \times ٥٦ \times ٢٤} = ٥,٤٢$$

وذلك دون الحاجة الى حساب التكرارات المتوقعة مع ملاحظة أن

(أ) نشير الى الخلية (أ) وفيها ١٠ أفراد (تكرارات)

(ب) نشير الى الخلية (ب) وفيها ١١ أفراد (تكرارات)

(هـ) نشير الى الخلية (هـ) وفيها ٤٦ تكرارا

(ء) نشير الى الخلية (ء) وفيها ١٣ تكرارا

ومن الواضح ايضا ان قيمة كا٢ وهي ٥,٤٢ دالة عند مستوى ٠٢,٠ او تقول اقل من ٠٥,٠ (حيث سوف نأخذ في اعتبارنا فقط مستوى ٠١,٠ ومستوى ٠٥,٠ من مستويات الدلالة الإحصائية) ومعنى ذلك ان هناك علاقة بين التفوق الاكاديمي والنجاح المهني إذ أن الفرض الصغرى يرى انه لا علاقة بين هاتين ويجب رفض هذا الفرض طالما ان قيمة كا٢ دالة إحصائيا.

المثال الثالث

طبق اختبار مقنن في الحساب على مجموعة من الذكور عددها ٤٠ وأخرى من الاناث عددها ٥٠.وصنفت المجموعتان بناء على معيار فوق المتوسط ودون المتوسط. فكانت البيانات كما هي الجدول. والمطلوب معرفة هل هناك اختلاف بين أداء المجموعتين في مادة الحساب؟

	دون المتوسط	فوق المتوسط	المجموع
ذكور	١٧ (أ)	٢٣ (ب)	٤٠
إناث	٢٨ (هـ)	٢٢ (ء)	٥٠
	٤٥	٤٥	٩٠

يمكن حساب كا² بنفس الطريقة السابقة حيث:ـ

$$\text{كا}^2 = \frac{\text{ن}\left(\text{أ د} - \text{ب جـ} - \frac{\text{ن}}{2}\right)^2}{(\text{أ} + \text{ب})\,(\text{جـ} + \text{د})\,(\text{أ} + \text{جـ})\,(\text{ب} + \text{د})}$$

$$= \frac{٩٠\,(١٧ \times ٢٢ - ٢٣ \times ٢٨ - ٤٥)^2}{٤٠ \times ٥٠ \times ٤٥ \times ٤٥} = ١,١٢$$

وقيمة كا² عند درجات الحرية (١) نجد انها غير دالة إحصائيا وبالتالي لا نستطيع ان نرفض الفرض الصغرى بل نقول إنه لا فرق بين مجموع الاناث ومجموع الذكور في الأداء بالنسبة لاختبار الحساب.

المثال الرابع:

في دراسة لمعرفة تأثير الطبقة الاجتماعية التي ينتمي إليها الشباب على نوعية الدراسة التي يختارها كل منهم في الجامعة والمعاهد العالية، حصلنا على البيانات الموضحة في الجدول التالي وهي عبارة عن تصنيف ٣٩٠ طالبا **بناء على نوعية الدراسة والطبقة الاجتماعية** والمطلوب معرفته هو هل هناك علاقة بين هذين المعيارين: نوعية الدراسة والطبقة الاجتماعية؟

	الطبقة الاجتماعية				
نوعية الدراسة	١	٢	٣	٤	المجموع
اكاديمية (بحتة)	٢٣ (٧,٣)	٤٠ (٣٠,٣)	١٦ (٣٨,٠)	٢ (٥,٤)	٨١
تطبيقية عملية	١١ (١٨,٦)	٧٥ (٧٧,٥)	١٠٧ (٩٧,١)	١٤ (١٣,٨)	٢٠٧
تجارية	١ (٩,١)	٣١ (٣٨,٢)	٦٠ (٤٧,٩)	١٠ (٦,٨)	١٠٢
المجموع	٣٥	١٤٦	١٨٣	٢٦	٣٩٠

لاحظ ان التكرارات المتوقعة موجودة في الجدول بين قوسين في كل خلية

وقد حسبت بالطريقة التي سبق الاشارة اليها $\frac{\text{(الجمع الرأس × الجمع الأفقي)}}{\text{الجمع الكلي}}$ راجع المثال الأول).

ويمكن حساب كا^2 على النحو التالي:

$$\text{كا}^2 = \frac{(23 - 7{,}3)^2}{7{,}3} + \frac{(40 - 30{,}3)^2}{30{,}3} + \frac{(16 - 38)^2}{38} + \frac{(2 - 5{,}4)^2}{5{,}4}$$

$$+ \frac{(11 - 18{,}6)^2}{18{,}6} + \frac{(75 - 77{,}5)^2}{77{,}5} + \frac{(107 - 97{,}1)^2}{97{,}1} + \frac{(14 - 13{,}8)^2}{13{,}8}$$

$$+ \frac{(1 - 9{,}1)^2}{9{,}1} + \frac{(31{,}0 - 38{,}2)^2}{38{,}2} + \frac{(60 - 47{,}9)^2}{47{,}9}$$

$$+ \frac{(10 - 6{,}8)^2}{6{,}8} = 69{,}2$$

ودرجات الحرية = (٤ - ١) (٣ - ١) = ٦

وبالرجوع إلى جداول كا^2 نجد أن هذه القيمة (٦٩,٢) ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١.

وعليه فإننا نرفض الفرض الصغرى (لا علاقة بين الطبقة الاجتماعية ونوعية الدراسة) ونرجح الفرض الآخر الذي يشير إلى وجود علاقة بين الطبقة الاجتماعية التي ينتمي إليها الطالب ونوعية الدراسة التي يختارها في مرحلة ما بعد الثانوية العامة.

++

المثال الخامس: (طريقة أخرى لحساب كا^{٢})

مجموعتان الأولى مكونة ٣٨٠ رجلاً (م) والثانية من ١٦٤ امرأة (س) تم تصنيفهما بناء على الاستجابة لأحد بنود مقاييس الاتجاهات (خمس نقاط) فحصلنا على البيانات الموضحة في الجدول التالي:

	١	٢	٣	٤	٥	المجموع
المجموعة م	٢٧	٢٦	٢٤٧	٤١	٣٩	= ٣٨٠
المجموعة س	١٥	١٦	١١٠	٨	١٥	= ١٦٤
(م + س) =	٤٢	٤٢	٣٥٧	٤٩	٥٤	= ٥٤٤

س / (م + س) = ,٣٥٧١ ,٣٨١٠ ,٣٠٨١ ,٠,٣٠١٥٠,٢٧٧٨٠,١٦٣٣

س^{٢} / (م + س) = ٥,٣٦ + ٦,١٠ + ٣٣,٨٩ + ١,٣١ + ٤,١٧ = ٤٩,٤٤

مج ١ + ٢ + ٣ + ٤ + ٥ = ٥٠,٨٣

الفرق = ٥٠,٨٣ − ٤٩,٤٤ = ١,٣٩ (ف)

(م + س)^{٢} / م س = (٥٤٤)^{٢} / (٣٨٠ × ١٦٤) = ٤,٧٥ (ل)

كا^{٢} = ٤,٧٥ × ١,٣٩ = ٦,٦

درجات الطلاقة = (٢ − ١) (٥ − ١) = ٤

وبالرجوع إلى جداول كا^{٢} نجد أن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠٥,٠ هو ٩,٤٩ وأن قيمة كا^{٢} التي حصلنا عليها أقل من ذلك وبالتالي فليست لها دلالة إحصائية ومن ثم نقول أنه ليس هناك فرق بين اتجاه الرجال والنساء كما يوضح ذلك استجاباتهم للبند المشار إليه.

ولعلك تلاحظ أننا لم نحسب قيمة التكرارات المتوقعة ولم نطبق بالتالي القانون الذي أشرنا اليه سابقاً لذلك سوف نوضح طريقة حساب كا^{٢} في الخطوات التالية:

١ - تصنف استجابات المجموعتين م ، ب في جدول حسب الاستجابات ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ ... ه مثلاً.

٢ - نجمع عدد م + ب تحت كل عمود من الأعمدة ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ وكذلك عدد م + عدد ب لنحصل على العدد الكلي (٣٨٠ + ١٦٤ = ٥٤٤).

٣ - نحسب نسبة (ب) أو (م) (تم اختيار ب في هذا المثال) في العدد الكلي (م + ب) تحت كل عمود

$\frac{١٥}{٤٢}$ = ‎،٣٥٧١ تحت العمود ١) وكذلك العدد الكلي ($\frac{١٦٤}{٥٤٤}$ = ٠،٣٠١٥)

٤ - نحسب النسبة بين مربع (ب الى العدد الكلي تحت كل عمود

($\frac{(١٥)^{٢}}{\quad}$ = ٥،٣٦ تحت العمود ١) وكذلك العدد الكلي $\frac{(١٦٤)^{٢}}{٥٤٤}$ = ٤٩،٤٤)

٥ - نوجد جمع $\frac{ب^{٢}}{م + ب}$ للاستجابات (التصنفات الخمسة فقط):

٥،٣٦ + ٦،١ + ٣٣،٨٩ + ١،٣١ + ٤،١٧ = ٥٠،٨٣

($\frac{ب^{٢}}{م + ب}$) و $\frac{ب^{٢}}{م\ ب}$ للعدد الكلي

ف = ٥٠،٨٣ - ٤٩،٤٤ = ١،٣٩.

٧ ـ نوجد النسبة (ل) بين مربع العدد الكلي إلى حاصل ضرب عدد المجموعتين

ل = ٤,٧٥

٨ ـ كا٢ = ف × ل .

معامل الارتباط في مستوى التصنيف: معامل الترافق

ما زالت الأداة الإحصائية التي نتحدث عنها هي كا٢ إذ أن معامل الإرتباط في هذا المستوى من القياس يمكن أن يشتق من هذه الأداة الاحصائية ويسمى معامل الترافق Contingency coeff. أو C

$$\text{معامل الترافق} = \sqrt{\frac{\text{كا}^{٢}}{\text{ه} + \text{كا}^{٢}}}$$

ففي مثالنا السابق (المثال الرابع) حيث تم التصنيف في **أربع طبقات اجتماعية وثلاث نوعيات للدراسة** كانت كا٢ = ٦٩,٢ وعدد أفراد المجموعة ٣٩٠ ومن ثم يمكن حساب معامل الترافق C على النحو التالي:

$$\text{معامل الترافق} = \sqrt{\frac{٦٩,٢}{٣٩٠ + ٦٩,٢}} = ٠,٣٩$$

(لاحظ أنه يمكن معرفة الدلالة الاحصائية لمعامل الترافق عن طريق دلالة كا٢ التي يشتق منها).

كما يمكن حساب معامل الترافق مباشرة كما يلي:

نستعيد الآن الجدول السابق بعد حساب التكرارات المتوقعة:

الطبقة الإجتماعية

نوعية الدراسة	١	٢	٣	٤
أكاديمية بحته	٢٣ (٧,٣)	٤٠ (٣٠,٣)	١٦ (٣٨)	٢ (٥,٤)
تطبيقية عملية	١١ (١٨,٦)	٧٥ (٧٧,٥)	١٠٧ (٩٧,١)	١٤ (١٣,٨)
تجارية	١ (٩,١)	٣١ (٣٨,٢)	٦٠ (٤٧,٩)	١٠ (٦,٨)

ويكون حساب معامل الترافق مباشرة على النحو التالي :

$$\frac{(٢٣)^٢}{٧,٣} + \frac{(٤٠)^٢}{٣٠,٣} + \frac{(١٦)^٢}{٣٨} + \frac{(٢)^٢}{٥,٤} + \frac{(١١)^٢}{١٨,٦} + \frac{(٧٥)^٢}{٧٧,٥} + \frac{(١٠٧)^٢}{٩٧,١}$$

$$+ \frac{(١٤)^٢}{١٣,٨} + \frac{(١)^٣}{٩,١} + \frac{(٣١)^٢}{٣٨,٢} + \frac{(٦٠)^٢}{٤٧,٩} + \frac{(١٠)^٢}{٦,٨} = ٤٥٩,٠٨$$

= الجمع الكلي ك

$$\therefore \text{معامل الترافق} = \sqrt{\frac{ك - ن}{ك}} = \sqrt{\frac{٤٥٩,٠٨ - ٣٩٠}{٤٥٩,٠٨}} = ٠,٣٩$$

معامل الارتباط في مستوى التصنيف: معامل فاي ϕ

لاحظ أنه عندما تحدثنا عن معامل الترافق C قلنا أنه يطبق عندما يتم تصنيف المتغيرين (الطبقة الاجتماعية ونوعية الدراسة) إلى صنفين أو أكثر (طبقة ١ ، طبقة ٢ ، طبقة ٣ ، طبقة ٤ ـ دراسة أكاديمية بحتة ـ تطبيقية عملية ـ تجارية).

أما عندما يتم تصنيف المتغيرين تصنيفاً ثنائياً حقيقياً مثل ذكر أو أنثى، ١ أو صفر وهكذا : فإننا نستخدم معامل فاي :

قوة معامل الترافق : $Power = \sqrt{\frac{C^2}{1-C^2}}$

0.1 ضعيف

0.3 > متوسط

0.5 > قوي

ولنأخذ **المثال التالي:**

عند تطبيق أحد الاختبارات على مجموعة من الأفراد (٢٢٥ فرداً) أمكن تصنيف الإجابات على السؤال رقم ٦ والسؤال رقم ١٤ كما في الجدول التالي:

		سؤال رقم ٦		
		صفر	١	المجموع
سؤال رقم ١٤	صفر	٧٠ (ٲ)	٢٠ (ں)	٩٠
	١	٥٥ (ﻫ)	٨٠ (ٮ)	١٣٥
		١٢٥	١٠٠	٢٢٥

أي أن عدد الذين حصلوا على صفر في السؤال رقم ٦ ، ١٤ هو ٧٠ (ٲ) والذين حصلوا على صفر في سؤال ١٤ ، درجة واحدة في سؤال ٦ هم ٢٠ (ں) والذين حصلوا على درجة واحدة في سؤال ١٤ ، صفر في سؤال ٦ هم ٥٥ (ﻫ) والذين حصلوا على درجة واحدة في كلا السؤالين هم ٨٠ (ٮ).

ويمكن حساب معامل فاى من القانون التالي:

$$\text{معامل فاي} = \frac{\text{ٲ} \times \text{ٮ} - \text{ں} \times \text{ﻫ}}{\sqrt{(\text{ٲ} + \text{ں})(\text{ﻫ} + \text{ٮ})(\text{ٲ} + \text{ﻫ})(\text{ں} + \text{ٮ})}}$$

$$= \frac{٧٠ \times ٨٠ - ٢٠ \times ٥٥}{\sqrt{٩٠ \times ١٣٥ \times ١٢٥ \times ١٠٠}} = ٠{,}٣٦$$

كما يمكن أيضاً حساب معامل (فاي) من قيمة كا ^{٢} ـ إذا كانت قد حسبت من جدول ٢ × ٢ وتتوفر فيه الشروط السابقة (الثنائية الحقيقية في التصنيف) وذلك من القانون التالي:

$$\text{معامل فاى } \phi = \sqrt{\frac{\text{كا}^{٢}}{\text{ن}}}$$ حيث ن = عدد الأفراد

وعلى هذا فإنه يمكن البحث عن الدلالة الإحصائية لمعامل فاى بتحويله إلى كا ٢ ثم الكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمتها . وفي مثالنا هذا يمكن الحصول على قيمة كا ٢ كما يلي :

كا ٢ = ﻫ × ϕ^2 (بتربيع طرفي المعادلة السابقة . . .)

= ٢٢٥ × (٠,٣٦)٢ = ٢٩,٢

حيث درجات الطلاقة أو الحرية = ١

فتكون كا ٢ واضحة عند مستوى أقل من ٠١, وعليه يكون معامل فاى دالاً إحصائياً أي أن هناك علاقة فعلية بين الإجابة عن السؤال رقم ٦ والسؤال رقم ١٤ في مثالنا السابق .

(٢) إلى هنا وينتهي بنا الحديث عن كا ٢ ومشتقاتها (ϕ ، C) كأدوات احصائية مناسبة لمعالجة مستوى التصنيف من القياس . ولكن هناك أيضاً أدوات أخرى بجانب كا ٢ بل وتعتمد عليها وسوف نشير إليها في الفقرات التالية .

ـ اختبار ماكنمار لدلالة التغير

تستخدم هذه الأداة الإحصائية عندما يتم تصنيف مجموعة واحدة من الأفراد بناء على معيار التغير في اداء هؤلاء الأفراد عندما يتعرضون على سبيل المثال لوسيلة من وسائل الإعلام أو التعليم وبمرور فترة مناسبة من الزمن لإحداث هذا التغير .

فعلى سبيل المثال إذا تعرضت مجموعة من الأطفال لطريقة معينة من التدريب أو التعليم فإنه من المتوقع بعد مرور فترة زمنية مناسبة أن يحدث تعديل في سلوك الأطفال وأدائهم ، كما أنه من المحتمل أيضاً أن تظل استجابات بعض الأطفال كما هي ، ومن المحتمل كذلك أن يكون التعديل في اتجاه سلبي .

ومعنى ذلك أنه سوف يتم تصنيف هذه المجموعة أو العينة حسب التعديل واتجاهه أو عدم التغير وذلك في جدول رباعي (٢ × ٢) كما يلي :

بعد التعرض للظروف التجريبية

قبل التعرض للظروف التجريبية		
	ٲ	ب
	هـ	و

فيوضع في المنطقة (ٲ) عدد الأفـراد الذيـن تغير أداؤهـم في الاتجاه الموجـب للظروف التجريبية (تتمشى مع فرض التجربة) وتـوضـع في المنطقـة (و) عـدد الأفراد الذين تغير أداؤهم في الاتجاه السالب للظروف التجريبية (لا يتمشى مع فرض التجربة) . وأما في المنطقة ب ، هـ فيوضع فيها الأفراد الذين لم يتغير أداؤهم .

والمثال التالي يوضح استخدام هذه الأداة الإحصائية . .

في تجربة على مجموعة من طلبة إحدى الكليات العسكرية وجد أن بعض هؤلاء الطلاب يصيب الهدف أثناء التدرب على إطلاق النار والبعض الآخر يخطىء الهدف بصورة واضحة . فتقرر تعريض هذه المجموعة لدروس نظرية في مسار القذائف وإطلاقها وقواعد إصابة الهدف وغير ذلك من المفاهيم النظرية الضرورية . ومن ثم أمكن الحصول على البيانات التالية :

قبل الدروس النظرية	بعد الدروس النظرية: لا يخطىء الهدف +	بعد الدروس النظرية: يخطىء الهدف
يخطىء الهدف −	ٲ ٢٦	ب ٥
لا تخطىء الهدف +	هـ ٨	و ٦

أي أنه وجد ٢٦ طالباً كانوا يخطئون إصابة الهدف قبل الدراسة النظرية وأصبحوا يجيدون إصابة الهدف بعدها (في المنطقة ﺃ تغير موجب) ووجد كذلك ٦ من الطلبة كانوا لا يخطئون الهدف قبل الدراسة النظرية وأصبحوا يخطئون الهدف بعدها (في المنطقة ء تغير سالب).

ووجد أيضاً أن هناك ٨ من الطلبة ظلوا لا يخطئون الهدف قبل الدراسة النظرية وبعدها (في المنطقة ﻫ لا تغير) ، ووجد اخيراً ٥ من الطلبة ظلوا يخطئون الهدف قبل الدروس النظرية وبعدها .

ويمكن حساب معامل ماكنمار من القانون التالي :

$$= \frac{(ﺃ - ء - ١)^{٢}}{ﺃ + ء}$$

$$\text{المعامل أو (كا}^{٢}\text{)} = \frac{(٢٦ - ٦ - ١)^{٢}}{٢٦ + ٦} = ١١,٢٨$$

والحقيقة أن القيمة الناتجة هي قيمة كا ^{٢} مرة أخرى بدرجة طلاقة تساوي = ١ ويكشف في الجداول عن هذه القيمة حيث نجد أنها ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠١,٠ وهذا يعني أن الدروس النظرية ذات تأثير دال في تدريب هذه المجموعة على اصابة الهدف .

(لاحظ أنه لم نأخذ في حسابنا سوى المنطقة ﺃ ، والمنطقة ء حيث حدث التغيير الموجب أو السالب).

- اختبار كوشران (φ)

وهو اختبار آخر ويعتبر امتداداً لاختبار ماكنمار حيث يمكن ان يتعدد التصنيف (ثلاثة أصناف أو أكثر) في حين أن في حالة اختبار ماكنمار كان عدد الأصناف اثنين فقط .

ويبحث اختبار كوشران في علاقة ظروف التجريب باستجابات المفحوصين والمثال التالي يوضح استخدام هذا المعامل :

في تجربة لمعرفة أثر طريقة تقديم الاختبار للطالب على استجابته صنفت ظروف التجربة إلى :

الحالة

(أ) تقديم السؤال على أنه اختبار كتاب مفتوح بمعنى أن الطالب يستطيع استخدام الكتاب في الإجابة على السؤال .

(ب) تقديم السؤال على هيئة اختبار عادي بحيث عرف الطالب بأن هناك اختبار قبل الإجراء بمدة كافية .

(حـ) تقديم السؤال بصورة مفاجئة وصيغة غير متوقعة .

وعلى هذا فقد تعرض عشرون طالباً لهذه التجربة ورصدت نتائج الاستجابة للسؤال المقدم (صفر) في حالة عدم القدرة على تقديم الإجابة الصحيحة ، (١) في حالة تقديم الإجابة صحيحة كاملة .

والجدول التالي يوضح كيفية حساب وتفسير معامل كوشران .

ظروف التجريب (ك)

رقم الطالب	(أ)	(ب)	(جـ)	المجموع	مربع المجموع
١	٠	٠	٠	٠	٠
٢	١	١	٠	٢	٤
٣	٠	١	٠	١	١
٤	٠	٠	٠	٠	٠
٥	١	٠	٠	١	١
٦	١	١	٠	٢	٤
٧	١	١	٠	٢	٤
٨	٠	١	٠	١	١
٩	١	٠	٠	١	١
١٠	٠	٠	٠	٠	٠
١١	١	١	١	٣	٩
١٢	١	١	١	٣	٩
١٣	١	١	٠	٢	٤
١٤	١	١	٠	٢	٤
١٥	١	١	٠	٢	٤
١٦	١	١	١	٣	٩
١٧	١	١	٠	٢	٤
١٨	١	١	٠	٢	٤
١٩	١	٠	٠	١	١
٢٠	١	١	٠	٢	٤
المجموع أ = ١٥	ب = ١٤	جـ = ٣		ك = ٣٢ (٣+١٤+١٥)	ص = ٦٨

ومن هذه البيانات يمكن تعيين φ من القانون التالي:

$$\varphi = \frac{(\text{ك} - ١)\,[\text{ك}\,(\text{أ}^{٢} + \text{ب}^{٢} + \text{هـ}^{٢}) - \text{ل}^{٢}]}{\text{ك} \times \text{ل} - \text{م}}$$

حيث ك = عدد ظروف التجريب (ثلاثة أصناف في هذا المثال)

أ ، ب ، هـ = مجموع الإجابات الصحيحة تحت كل صنف (١٥، ١٤، ٣)

ل = الجمع الكلي للاجابات الصحيحة تحت كل الأصناف (٣٢ في هذا المثال)

م = مجموع مربعات المجموع الأقصى للاجابات الصحيحة (٦٨ في هذا المثال)

$$\therefore \varphi = \frac{(٣ - ١)\,[٣\,(١٥^{٢} + ١٤^{٢} + ٣^{٢}) - ٣٢^{٢}]}{٣ \times ٣٢ - ٦٨} = ١٦,٦٣$$

ومرة أخرى نعود إلى جداول كا² حيث درجات الطلاقة لهذا المعامل = ك - ١ (حيث أن معامل كوشران له توزيع مقارب كثيراً لتوزيع كا²). أي درجات الطلاقة = ٢ لنجد أن ١٦,٦٣ ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠١,، وهذا يؤكد أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين طريقة تقديم الاختبار للطالب واستجابته في هذا الاختبار.

ثانياً - مقياس الترتيب (أو الرتب) Ordinal Scale

يعتبر مقياس الترتيب تالياً من حيث التعقيد والرقى لمستوى التصنيف حيث أنه **يقوم على أساس ترتيب الوحدات بناء على معيار واحد أو أكثر**. ومعنى ذلك أنه لا بد وأن يتأثر - كمقياس - ببداية العد أو الترقيم على عكس مقياس التصنيف حيث لا يتأثر ببداية العد.

فعلى سبيل المثال إذا أردنا أن نرتب مجموعة من الأفراد حسب الطول فقد نحصل على ما يلي

الافراد	الطول	الرتبة
أ	١٨٠ سم	١
ب	١٧٩	٢
حـ	١٧٠	٣
ء	١٦٣	٤
هـ	١٦٢	٥

فإذا نظرنا إلى هذا المقياس وجدنا أن الفرد (أ) يحتل المرتبة الأولى ولا بد أن نبدأ المقياس من هذه النقطة أي من عند (أ) يليه (ب) ثم (حـ) وهكذا. ولا يمكن أن نبدأ مثلاً من عند الفرد حـ أو ء.

كما نلاحظ شيئاً آخر وهو أن طول الفرد الأول ١٨٠ سم والثاني ١٧٩ سم أي أن الفرق بينهما ١ سم في حين أن الفرق بين الثاني والثالث ٩ سم والثالث والرابع ٧ سم والرابع والخامس ١ سم.

أو بمعنى آخر ان المسافات بين الوحدات غير متساوية على الرغم من أن هذا التساوي يظهر فقط في الرتب حيث نجد أن تنظيم هذه الرتب هو ١، ٢، ٣، ٤، ٥.

ويعتبر هذا مأخذاً على مقياس الرتب، وهذا النوع من المقاييس كثير الاستخدام في ميدان العلوم السلوكية وخاصة في ترتيب الأفراد حسب خصائص معينة مثل الخصائص الشخصية عند اختيار الأفراد لأعمال محددة ويكون من السهل ومن المطلوب ترتيبهم لتعيين أفضلهم ثم الذي يليه في الأفضلية وهكذا. كما يستخدم أيضاً وعلى نطاق واسع في عمليات الاختيار الاجتماعي (القياس السوسيومتري - مورينو) عند تعيين الاختيارات بالرتبة

حيث يكون الاختيار الأول هو الأفضل يليه الاختيار الثاني وهكذا. وحيث لا تكون للمسافة بين الاختيارات الأهمية الأولى بل تكون الأهمية للوضع النسبي لهذه الاختيارات. كما يستخدم هذا النوع من المقاييس أيضاً في ترتيب المجموعات حسب خصائص مشتركة من أجل تميز مجموعة على أخرى.

وطالما أن هذا المستوى متعدد الاستخدام فإن التعامل معه لا يقف عند حد ترتيب الوحدات لأن ليس هذا هو هدف تكوين المقياس بل يتعدى ذلك إلى التطبيق والمعالجة.

المعالجة الإحصائية لمستوى الترتيب

(١) ربما كانت بداية التعامل الإحصائي هي **محاولة إيجاد «الوحدات الكمية» أو الدرجات التي تناظر الرتب** خاصة إذا افترضنا أن الخاصية أو السمة التي اتخذت أساساً للترتيب تخضع للمنحنى الاعتدالي من حيث التوزيع.

فإذا كانت المجموعة مرتبة حسب الطول وافترضنا أن الطول يتوزع في المجتمع الأصلي الذي أخذنا منه هذه المجموعة حسب المنحنى الاعتدالي فإنه يمكن حساب الوحدات الكمية أو الدرجات المناظرة للرتب على النحو التالي:

الأفراد	الرتبة
أ	١
ب	٢
حـ	٣
د	٤
هـ	٥

- الخطوة الأولى هي تحويل كل رتبة إلى نسبة مئوية معيارية (نسبة مئوية خاصة بالمنحنى الاعتدالي) وذلك بالقانون التالي:

$$\text{النسبة المئوية} = \frac{\text{ر} - \text{٥ر}}{\text{ن}} \times ١٠٠$$

حيث ر هي الرتبة، ن عدد أفراد المجموعة

∴ بالنسبة للرتبة ١ تكون النسبة المئوية هي $\frac{١ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ١٠$

بالنسبة للرتبة ٢ تكون النسبة المئوية هي $\frac{٢ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٣٠$

بالنسبة للرتبة ٣ تكون النسبة المئوية هي $\frac{٣ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٥٠$

وبالنسبة للرتبة ٤ تكون بنسبة المئوية هي $\frac{٤ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٧٠$

وبالنسبة للرتبة ٥ تكون النسبة المئوية هي $\frac{٥ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٩٠$

- الخطوة التالية هي استخدام جداول هَلْ Hull للحصول على الوحدة

الكمية المناظرة للرتبة على هيئة درجة على مقياس عشري:

(جدول هَلْ Hull لتحويل النسب المئوية المعيارية)

إلى درجات على مقياس عشري

النسبة %	الدرجة	النسبة %	الدرجة	النسبة %	الدرجة	النسبة %	الدرجة	النسبة %	الدرجة
,٠٩	٩,٩	٨,٣٣	٧,٧	٤٠,٠١	٥,٥	٨٠,٦١	٣,٣	٩٨,٠٤	١,١
,٢٠	٩,٨	٩,١٧	٧,٦	٤١,٩٧	٥,٤	٨١,٩٩	٣,٢	٩٨,٣٢	١,٠
٠,٣٢	٩,٧	١٠,٠٦	٧,٥	٤٣,٩٧	٥,٣	٨٣,٣١	٣,١	٩٨,٥٨	٠,٩
٠,٤٥	٩,٦	١١,٠٣	٧,٤	٤٥,٩٧	٥,٢	٨٤,٥٦	٣,٠	٩٨,٨٢	٠,٨
٠,٦١	٩,٥	١٢,٠٤	٧,٣	٤٧,٩٨	٥,١	٨٥,٧٥	٢,٩	٩٩,٠٣	٠,٧
٠,٧٨	٩,٤	١٣,١١	٧,٢	٥٠,٠٠	٥,٠	٨٦,٨٩	٢,٨	٩٩,٢٢	٠,٦
,٩٧	٩,٣	١٤,٢٥	٧,١	٥٢,٠٢	٤,٩	٨٧,٩٦	٢,٧	٩٩,٣٩	٠,٥
١,١٨	٩,٢	١٥,٤٤	٧,٠	٥٤,٠٣	٤,٨	٨٨,٩٧	٢,٦	٩٩,٥٥	٠,٤
١,٤٢	٩,١	١٦,٦٩	٦,٩	٥٦,٠٣	٤,٧	٨٩,٩٤	٢,٥	٩٩,٦٨	٠,٣
١,٦٨	٩,٠	١٨,٠١	٦,٨	٥٨,٠٣	٤,٦	٩٠,٨٣	٢,٤	٩٩,٨٠	٠,٢
١,٩٦	٨,٩	١٩,٣٩	٦,٧	٥٩,٩٩	٤,٥	٩١,٦٧	٢,٣	٩٩,٩١	٠,١
٢,٢٨	٨,٨	٢٠,٩٣	٦,٦	٦١,٩٤	٤,٤	٩٢,٤٥	٢,٢	١٠٠,٠٠	صفر
٢,٦٣	٨,٧	٢٢,٣٢	٦,٥	٦٣,٨٥	٤,٣	٩٣,١٩	٢,١		
٣,٠١	٨,٦	٢٣,٨٨	٦,٤	٦٥,٧٥	٤,٢	٩٣,٨٦	٢,٠		
٣,٤٣	٨,٥	٢٥,٤٨	٦,٣	٦٧,٤٨	٤,١	٩٤,٤٩	١,٩		
٣,٨٥	٨,٤	٢٧,١٥		٦٩,٣٩	٤,٠	٩٥,٠٨	١,٨		
٤,٣٨	٨,٣	٢٨,٨٦	٦,٢	٧١,١٤	٣,٩	٩٥,٦٢	١,٧		
٤,٩٢	٨,٢	٣٠,٦١	٦,٠	٧٢,٨٥	٣,٨	٩٦,١١	١,٦		

٥,٥١	٨,١	٣٢,٤٢	٥,٩	٧٤,٥٢	٣,٧	٩٦,٥٧	١,٥
٦,١٤	٨,٠	٣٤,٢٥	٥,٨	٧٦,١٢	٣,٦	٩٦,٩٩	١,٤
٦,٨١	٧,٩	٣٦,١٥	٥,٧	٧٧,٦٨	٣,٥	٩٧,٣٧	١,٣
٧,٥٥	٧,٨	٣٨,٠٦	٥,٦	٧٩,١٧	٣,٤	٩٧,٧٢	١,٢

وعلى ذلك فإنه يمكن إيجاد الدرجات المقابلة للرتب في مثالنا السابق حيث نجد أن:

الرتبة	النسبة المئوية	الدرجة على مقياس عشري
١	١٠	٧,٥
٢	٣٠	٦,٠
٣	٥٠	٥,٠
٤	٧٠	٤,٠
٥	٩٠	٢,٥

ولنأخذ المثال التطبيقي التالي ليوضح أهمية تحويل الرتب إلى درجات على مقياس عشري:

لنفرض أنه طلب من ثلاثة من الأساتذة ترتيب ستة طلاب بناء على قدرتهم التحصيلية العامة. قد وجد أن الأستاذ الأول رقم (١) قام بالتدريس لهم جميعاً فأمكن له أن يرتب الأفراد الستة بينما الأستاذ الثاني (٢) لم يقم بالتدريس إلا لثلاثة منهم فقط فقام بترتيبهم أما الأستاذ الثالث (٣) فقد قام بالتدريس لأربعة منهم وبالتالي قام بترتيبهم.

والآن هل يمكن توحيد هذه الرتب جميعاً؟

لننظر إلى هذه البيانات

	الطلبة					
	أ	ب	حـ	د	هـ	و
الاستاذ رقم ١	١	٢	٣	٤	٥	٦
الاستاذ رقم ٢		٢		١		٣
الاستاذ رقم ٣	٢		١		٣	٤

(هذه الأرقام تمثل الرتب التي أعطاها الأساتذة للطلاب)

ومن هذه البيانات نلاحظ أن الطالب (أ) كان ترتيبه الأول بالنسبة إلى مجموعة عددها ٦ أفراد (حسب رأي الأستاذ رقم ١) بينما نجد أن الطالب (د) كان ترتيبه الأول بالنسبة إلى مجموعة عددها ثلاثة أفراد (حسب رأي الأستاذ رقم ٢) كما نجد أيضاً أن الطالب (حـ) هو الأول على مجموعة عددها أربعة أفراد (حسب رأي الأستاذ رقم ٣).

وهنا ومن أجل المقارنة لا بد من تحويل هذه الرتب إلى درجات على مقياس عشري باستخدام القانون السابق والجدول السابق مع العلم أن ن (عدد أفراد المجموعة) سوف تختلف في كل حالة وعليه نحصل على ما يلي:

الدرجات المقابلة للرتب في كل حالة

الطلبة	الأستاذ (١)	الاستاذ (٢)	الاستاذ (٣)	المجموع	المتوسط	الرتبة النهائية
أ	٧,٧		٥,٦	١٣,٣	٦,٦٥	(١)
ب	٦,٣	٥,٠		١١,٣	٥,٦٥	(٤)
حـ	٥,٤		٧,٣	١٢,٧	٦,٣٥	(٢)
د	٤,٦	٦,٩		١١,٥	٥,٧٥	(٣)
هـ	٣,٧		٤,٤	٨,١	٤,٠٥	(٥)
و	٢,٣	٣,١	٢,٧	٨,١	٢,٧	(٦)

وبناء على عملية التحويل هذه وحساب مجموع الدرجات التي حصل عليها كل طالب ثم إيجاد المتوسط يمكن إعادة ترتيبهم (أي توحيد الرتب) فيكون الطالب (أ) هو الأول والطالب (هـ) هو الثاني والطالب (د) هو الثالث والطالب (ب) هو الرابع والطالب (هـ) هو الخامس والطالب (و) السادس.

(٢) وهناك معالجة إحصائية أخرى لمقياس الرتب عن طريق استخدام **اختبار ويلكوكسن Wilcoxon** للازواج المتماثلة المرتبة ذات الإشارة. ويعتبر هذا الاختبار من أفضل الأدوات الإحصائية المستخدمة في العلوم السلوكية عموماً وعلم النفس على وجه الخصوص وبالذات عندما نعتمد على الرتب والترتيب. وهذا يحدث عندما نواجه مجموعة من البيانات مثل تلك التي نحصل عليها في ميدان التجريب في علم النفس الإجتماعي إذ أنه لا تستطيع بسهولة أن نفترض استمرارية هذه البيانات أو الدرجات فتعامل معاملة إحصائية عالية ـ سوف نشير إلى ذلك فيما بعد ـ كما أنه لا يمكن أن نهمل الدلالة التي نلاحظها من الأرقام والفروق بين هذه الأرقام.

ولنأخذ المثال التالي لتوضيح الفكرة:

في برامج معسكرات إعداد القادة تعطي المحاضرات النظرية والتدريبات التطبيقية الخاصة بهذا الإعداد. وقد أراد الباحث أن يعرف أثر هذا التدريب في الإعداد القيادي للشباب فأختار ١٦ فرداً رتبوا على هيئة ثنائيات متماثلة من حيث الذكاء والقدرة اللغوية وبعض خصائص الشخصية وبالتالي كان هناك ٨ ثنائيات. تعرض ٨ أفراد لبرامج الأعداد بينما لم يتعرض الآخرون (٨ أفراد متماثلين مع المجموعة التجريبية) لهذه البرامج.

وبعد انتهاء فترة التدريب أعطى الباحث اختباراً خاصاً بالمواقف الاجتماعية الزعامية للمجموعتين وحصل على النتائج التالية:

الثنائي	درجة الفرد	م درجة	مَ الفرق	رتبة الفرق	الرتب ذات
م	٨٢	٦٣	١٩	٧	الإشارة الأقل عدداً
ب	٦٩	٤٢	٢٧	٨	
حـ	٧٣	٧٤	١ -	١ (-)	١
ء	٤٣	٣٧	٦	٤	
هـ	٥٨	٥١	٧	٥	
و	٥٦	٤٣	١٣	٦	
ز	٧٦	٨٠	٤ -	٣ (-)	٣
ح	٦٥	٦٢	٣	٢	
					ت = ٤

حيث الفرد (م) هو عضو الثنائي الذي حضر برنامج معسكر الاعداد، الفرد (مَ) هو عضو الثنائي الذي لم يحضر الاعداد (لاحظ أن م، مَ فردان متماثلان) وبالرجوع إلى الجدول التالي نجد أن قيمة ت (مجموع الرتب ذات الإشارة الأقل عدداً أي يوجد ٦ فروق بعلامة +، إثنان فقط بعلامة - ومجموعها ٤) والتي تساوي ٤، ن = ٨ (عدد الثنائيات) فإذا كان قيمة ت تساوي الدرجة المدونة في الجدول **أو أقل منها** كانت ذات دلالة احصائية عند المستوى الموضح بالجدول. وفي مثالنا هذا نجد أن قيمة ت ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠٥,، وعليه فإن برامج التدريب ذات أثر في إعداد الفتى إعداد قيادياً.

جدول خاص بالدلالة الإحصائية

لاختبار ويلكوكسن ـ عدد الثنائيات لا يزيد عن ٢٥ ولا يقـل عن ٦)

ن = عدد الثنائيات	مستوى الدلالة الإحصائية		
	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٦	صفر	–	–
٧	٢	صفر	–
٨	٤	٢	صفر
٩	٦	٣	٢
١٠	٨	٥	٣
١١	١١	٧	٥
١٢	١٤	١٠	٧
١٣	١٧	١٣	١٠
١٤	٢١	١٦	١٣
١٥	٢٥	٢٠	١٦
١٦	٣٠	٢٤	٢٠
١٧	٣٥	٢٨	٢٣
١٨	٤٠	٣٣	٢٨
١٩	٤٦	٣٨	٣٢
٢٠	٥٢	٤٣	٣٨
٢١	٥٩	٤٩	٤٣
٢٢	٦٦	٥٦	٤٩
٢٣	٧٣	٦٢	٥٥
٢٤	٨١	٦٩	٦١
٢٥	٨٩	٧٧	٦٨

وأما إذا زاد عدد الثنائيات عن ٢٥ فإنه يتم تحويل ت إلى توزيع (زيتا) Z ويبحث عن دلالتها الإحد ائية في جداول Z الخاصة بالتوزيع الاعتدالي.

وتحول ت إلى Z بالقانون التالي:

$$(\text{زيتا})\ Z = \frac{\text{ت} - \frac{\text{ن}(\text{ن} + ١)}{٤}}{\sqrt{\frac{\text{ن}(\text{ن} + ١)(٢\text{ن} + ١)}{٢٤}}}$$

(٣) ومن أهم الطرق الإحصائية المستخدمة في مقياس الرتب والتي يجب أن نلفت إليها انتباه القارىء **اختبار مان - ويتني** **mann-Whitney U-test** للمقارنة بين متوسطي مجموعتين عندما يعامل كل منهما معاملة مقياس الترتيب.

ويعتمد هذا الاختبار على عدد الأفراد في كل مجموعة من المجموعتين المطلوب مقارنتها. فإذا كان عدد الأفراد (أو الرتب) في المجموعة الكبيرة ٨ أو أقل اعتبرت العينة (صغيرة جداً) وتعالج بصورة مبسطة لحساب قيمة المعامل U والكشف عن دلالته الإحصائية. وغالباً ما نحتاج إلى مثل هذه المعالجة في علم النفس التجريبي حيث يكون المطلوب المقارنة بين أداء مجموعتين (ضابطة وتجريبية) حيث يكون عدد المجموعة الضابطة ٤ وعدد المجموعة التجريبية ٥ (على سبيل المثال) - أي أن أكبر العددين أقل من ٨.

ولتوضيح ذلك نفرض أن هذه البيانات توفرت عن درجات المجموعتين في أداء ما:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	أفراد
المجموعة التجريبية (ع)	٧٨	٦٤	٧٥	٤٥	٨٢	درجات
	(١)	(٢)	(٣)	(٤)		أفراد
المجموعة الضابطة (ض)	١١٠	٧٠	٥٣	٥١		درجات

تكون الخطوة الأولى هي ترتيب هذه الدرجات جميعاً للمجموعتين مع الإشارة إلى كل مصدر كل درجة (ضابطة ض أو تجريبية ع ترتيباً تصاعدياً وذلك على النحو التالي:

٤٥	٥١	٥٣	٦٤	٧٠	٧٥	٧٨	٨٢	١١٠
ع	ض	ض	ع	ض	ع	ع	ع	ض

الخطوة التالية تقوم بعد الدرجات التجريبية (ع) التي تسبق كل درجة ضابطة (ض) وذلك للحصول على U (ى)

∴ ى (U) = ١ + ١ + ٢ + ٥ = ٩

لاحظ أن ٥١ (ض) تسبقها ٤٥ (ع) ١

لاحظ أن ٥٣ (ض) تسبقها ٤٥ (ع) ١

لاحظ أن ٧٠ (ض) تسبقها ٤٥ (ع)، ٦٤ (ع) ٢

لاحظ أن ١١٠ (ض) تسبقها ٤٥، ٦٤، ٧٥، ٧٨، ٨٢

ثم نكشف عن الدلالة الاحصائية لقيمة U = ٩ في جداول خاصة.

وعندما يزيد عدد المجموعة الكبرى بحيث يتراوح بين ٩، ٢٠ تصبح الطريقة السابقة (العد البسيط والترتيب) ليست سهلة تماماً ولذلك نقوم بترتيب جميع الدرجات وإعطاء الرتبة (١) للدرجة الأقل، الرتبة (٢) للدرجة الأعلى منها وهكذا، وتظل الدرجات والرتب المناظرة لها كما هو موضح فيما يلي.

(المثال السابق من أجل التوضيح)

الرتبة	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
الدرجات	٤٥	٥١	٥٣	٦٤	٧٠	٧٥	٧٨	٨٢	١١٠
	ج	ض	ض	ج	ض	ج	ج	ج	ض

كما نحصل على الجدول التالي:

الدرجات التجريبية	الرتبة	الدرجات الضابطة	الرتبة
٧٨	٧	١١٠	٩
٦٤	٤	٧٠	٥
٧٥	٦	٥٣	٣
٤٥	١	٥١	٢
٨٢	٨		
مج ر ج = ٢٦		مج ر ض = ١٩	

ويصبح مجموع رتب الدرجات الضابطة $\text{ر}_{١}$ = ١٩ حيث $\text{م}_{١}$ = ٤ أفراد

مجموع رتب الدرجات التجريبية $\text{ر}_{٢}$ = ١٦ حيث $\text{م}_{٢}$ = ٥ أفراد

ثم نحسب قيمة U من القانون التالي:

$$\text{ى} = \text{م}_{١}\,\text{م}_{٢} + \frac{\text{م}_{١}\,(\text{م}_{١} + ١)}{٢} - \text{ر}_{١} \quad (١)$$

$$(\text{أو ى} = \text{م}_{١}\,\text{م}_{٢} + \frac{\text{م}_{٢}\,(\text{م}_{٢} + ١)}{٢} - \text{ر}_{٢})\quad (٢)$$

$$\therefore \text{ى} = ٤ \times ٥ + \frac{٤\,(٤ + ١)}{٢} - ١٩$$

٢٠ + ١٠ − ١٩ = ١١ قانون (١)

أو ى = ٤ × ٥ + $\frac{٥ (٥ + ١)}{٢}$ − ٢٦

= ٢٠ + ١٥ − ٢٦ = ٩ قانون (٢)

لاحظ أننا حصلنا على قيمتين مختلفتين لمعامل ى والقيمة الأصغر هي المطلوبة ويمكن التأكد من ذلك عندما نحصل على قيمة ما باستخدام المعادلة
ى = $م_{١}$ $م_{٢}$ − ىَ

فإذا كانت ى = ١١ كما سبق فانه يمكن التأكد كما يلي:
ى = ٥ × ٤ − ١١
= ٢٠ − ١١ = ٩ ومعنى هذا أن ٩ هي ى وأن ١١ هي ى

وعندما نحصل على قيمة ى فإننا نبحث عن دلالتها الإحصائية في الجدول (التالي) علما بأن ى تكون ذات دلالة إذا كانت تساوي الرقم الموجود بالجدول أو **أقل منه**. وذلك عند مستوى الدلالة الموضح في الجدول (٠٥,٠ أو ٠٢,٠) فإذا كانت $م_{١}$ = ٦، $م_{٢}$ = ١٣، ى = ١٤ وبالرجوع إلى الجدول نجد أن قيمة ى ليست بذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠٢,٠ إذ أن القيمة المطلوبة ١٢ أو أقل وبالرجوع إلى الجدول الآخر نجد أن ى لها دلالة إحصائية عند ٠٥,٠ حيث قيمتها = ١٤ والقيمة المطلوبة ١٦ أو أقل. أي أن الفرق بين متوسط المجموعتين ($م_{١}$ = ٦، $م_{٢}$ = ١٣) دال إحصائياً عند مستوى ٠٥,٠.

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل ى

القيم الدالة عند ٠٢,

ن١	ن٢											
	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١												
٢					٠	٠	٠	٠	٠	٠	١	١
٣	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٤	٤	٤	٥
٤	٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠
٥	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦
٦	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢
٧	٩	١١	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٤	٢٦	٢٨
٨	١١	١٣	١٥	١٧	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٩	١٤	١٦	١٨	٢١	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٨	٤٠
١٠	١٦	١٩	٢٢	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٨	٤١	٤٤	٤٧
١١	١٨	٢٢	٢٥	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٧	٥٠	٥٣
١٢	٢١	٢٤	٢٨	٣١	٣٥	٣٨	٤٢	٤٦	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠
١٣	٢٣	٢٧	٣١	٣٥	٣٩	٤٣	٤٧	٥١	٥٥	٥٩	٦٣	٦٧
١٤	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤٣	٤٧	٥١	٥٦	٦٠	٦٥	٦٩	٧٣
١٥	٢٨	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧٠	٧٥	٨٠
١٦	٣١	٣٦	٤١	٤٦	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧١	٧٦	٨٢	٨٧
١٧	٣٣	٣٨	٤٤	٤٩	٥٥	٦٠	٦٦	٧١	٧٧	٨٢	٨٨	٩٣
١٨	٣٦	٤١	٤٧	٥٣	٥٩	٦٥	٧٠	٧٦	٨٢	٨٨	٩٤	١٠٠
١٩	٣٨	٤٤	٥٠	٥٦	٦٣	٦٩	٧٥	٨٢	٨٨	٩٤	١٠١	١٠٧
٢٠	٤٠	٤٧	٥٣	٦٠	٦٧	٧٣	٨٠	٨٧	٩٣	١٠٠	١٠٧	١١٤

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل ى

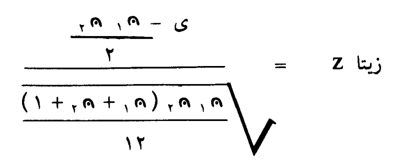
القيم الدالة عند ٠٥,

ن١ \ ن٢	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١												
٢	٠	٠	٠	١	١	١	١	١	٢	٢	٢	٢
٣	٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٨
٤	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١١	١٢	١٣	١٣
٥	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٧	١٨	١٩	٢٠
٦	١٠	١١	١٣	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٢	٢٤	٢٥	٢٧
٧	١٢	١٤	١٦	١٨	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٨	١٥	١٧	١٩	٢٢	٢٤	٢٦	٢٩	٣١	٣٤	٣٦	٣٨	٤١
٩	١٧	٢٠	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨
١٠	٢٠	٢٣	٢٦	٢٩	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥٢	٥٥
١١	٢٣	٢٦	٣٠	٣٣	٣٧	٤٠	٤٤	٤٧	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
١٢	٢٦	٢٩	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٤٩	٥٣	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
١٣	٢٨	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٥٠	٥٤	٥٩	٦٣	٦٧	٧٢	٧٦
١٤	٣١	٣٦	٤٠	٤٥	٥٠	٥٥	٥٩	٦٤	٦٧	٧٤	٧٨	٨٣
١٥	٣٤	٣٩	٤٤	٤٩	٥٤	٥٩	٦٤	٧٠	٧٥	٨٠	٨٥	٩٠
١٦	٣٧	٤٢	٤٧	٥٣	٥٩	٦٤	٧٠	٧٥	٨١	٨٦	٩٢	٩٨
١٧	٣٩	٤٥	٥١	٥٧	٦٣	٦٧	٧٥	٨١	٨٧	٩٣	٩٩	١٠٥
١٨	٤٢	٤٨	٥٥	٦١	٦٧	٧٤	٨٠	٨٦	٩٣	٩٩	١٠٦	١١٢
١٩	٤٥	٥٢	٥٨	٦٥	٧٢	٧٨	٨٥	٩٢	٩٩	١٠٦	١١٣	١١٩
٢٠	٤٨	٥٥	٦٢	٦٩	٧٦	٨٣	٩٠	٩٨	١٠٥	١١٢	١١٩	١٢٧

لاحظ أن $ن_2$ هي المجموعة ذات العدد الأكبر

$ن_1$ هي المجموعة ذات العدد الأصغر

وإذا كانت $ن_2$ أكبر من ٢٠ فإن الجداول السابقة لا تصلح للكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة (ى) وعلى ذلك فإنه بعد حساب قيمة (ى) بالقانون السابق تحول هذه القيمة إلى زيتا ويكشف عن دلالتها الإحصائية في الجداول الخاصة بالتوزيع الاعتدالي (زيتا موزعة اعتدالياً بمتوسط مقداره الصفر وتباين مقداره الوحدة) ويتم ذلك باستخدام القانون التالي:



$$\text{زيتا } Z = \frac{ى - \frac{ن_1 ن_2}{2}}{\sqrt{\frac{ن_1 ن_2 (ن_1 + ن_2 + 1)}{12}}}$$

(٤) وهناك طريقة رابعة تستخدم في حالة الاعتماد على الرتب والترتيب من أجل البحث عن دلالة الفرق بين أكثر من متوسطين (لاحظ أن معامل ى استخدم من أجل البحث عن دلالة الفرق بين متوسطين فقط) وتسمى هذه الطريقة **طريقة فريدمان لتحليل التباين عن طريق الرتب**. ويمكن متابعة هذه الطريقة من المثال التالي:

لنفرض أن ١٥ مجموعة من طلبة الجامعة (كل مجموعة مكونة من ثلاثة أفراد) تعرضوا لثلاثة طرق مختلفة في التدريب على حل وتركيب آلة ميكانيكية. وبعد انهاء فترة التدريب كان المطلوب هو معرفة هل يؤثر اختلاف طرق التدريب على الأداء الميكانيكي لهؤلاء الأفراد؟ (بمعنى أن لكل فرد درجة على اختبار في الأداء الميكانيكي)

تتلخص الطريقة المشار إليها في الخطوات التالية:

١ - تنظم الدرجات في جدول ك × ن حيث ك (الأعمدة) طرق التدريب المختلفة (أ ، ب ، جـ)، ن (الصفوف) هي المجموعات أو الأفراد.

٢ - يتم ترتيب الدرجات في الصفوف الأفقية.

٣ - نجمع الرتب في كل عمود من الأعمدة الثلاثة.

٤ - تحسب قيمة المعامل كما هو موضح فيما بعد:

المجموعة	طريقة أ	طريقة ب	طريقة جـ
١	١	٣	٢
٢	٢	٣	١
٣	١	٣	٢
٤	١	٢	٣
٥	٣	١	٢
٦	٢	٣	١
٧	٣	٢	١
٨	١	٣	٢
٩	٣	١	٢
١٠	٣	١	٢
١١	٢	٣	١
١٢	٢	٣	١
١٣	٣	٢	١
١٤	٢	٣	١
١٥	٢,٥	٢,٥	١
	٣١,٥	٣٥,٥	٢٣

لاحظ أن هذه الأرقام تدل على رتب الدرجات التي حصل عليها كل فرد في اختبار الأداء الميكانيكي. أي أنه في حالة المجموعة الأولى وهي مكونة من ثلاثة أفراد: الفرد الأول تعرض للطريقة الأولى والثاني للطريقة الثانية والثالث للطريقة الثالثة في التدريب وعند تطبيق اختبار الأداء الميكانيكي وجد أن الفرد الأول (الطريقة أ) كان ترتيبه الأول بالنسبة لمجموعته والفرد الثاني (الطريقة ب) كان ترتيبه الثالث والفرد الثالث (الطريقة حـ) كانت ترتيبه الثاني. وقد سجل ذلك في جدول الرتب أمام كل مجموعة.

لاحظ كذلك أن في المجموعة ١٥ تقاسم الفرد الأول والثاني الرتبة الثانية والثالثة ولذلك كان رتبة كل منهما ٢,٥.

الخطوة التالية لهذا الجدول هو إيجاد المجموع الرأس للرتب تحت الطرق الثلاثة أ ، ب ، حـ وكانت كما يلي: أ = ٣١,٥ ب = ٣٥,٥ حـ = ٢٣.

الخطوة الثالثة هي تطبيق القانون:

معامل فريدمان (ف) = ١٢ / (ه ك (ك + ١)) مج (ر)^٢ − ٣ ه (ك + ١)

حيث ه = عدد المجموعات (الصفوف)

ك = عدد الحالات (الأعمدة)

مج (ر)^٢ = مجموع مربعات الجمع الرأسى للرتب

∴ ف = ١٢ / (١٥ × ٣ (٣ + ١)) [(٣١,٥)^٢ + (٣٥,٥)^٢ + (٢٣)^٢] − [٣ × ١٥ (٣ + ١)]

= ٥,٤

وبالرجوع إلى جداول الكشف عن الدلالة الإحصائية (كا ٢) نجد أن هذه القيمة ٥,٤ (درجات الطلاقة = ن - ١) تكاد تكون ذات دلالة عند ٠٥,٠ ومعنى ذلك أن الفرق بين المتوسطات الثلاث يحتمل أن يكون فرقاً جوهريا .

الارتباط في مستوى الترتيب

تعتبر معاملات الإرتباط من الأدوات الإحصائية كثيرة الاستخدام بل ويعتمد عليها في تفسير الكثير من النتائج في ميدان القياس النفسي. وسوف نستعرض في الفقرات التالية بعض هذه المعاملات التي تستخدم في مستوى الترتيب .

(١) من المعاملات المألوفة معامل سبيرمان للرتب ويستخدم هذا المعامل عندما يتم ترتيب المجموعة بناء على معيارين اثنين. ويعتمد حساب هذا المعامل على الفروق بين الرتب كما في المثال التالي :

لنفرض أنه تم ترتيب مجموعة مكونة من ١٢ فرداً حسب درجاتهم على مقياس الميل الإجتماعي ومقياس الميل إلى السيطرة، بمعنى أنه تم تطبيق اختبارين على نفس المجموعة : اختبار في الميل الاجتماعي واختبار آخر في الميل إلى السيطرة ثم رتب افراد المجموعة بناء على درجاتهم بحيث أعطيت الدرجة الأعلى الرتبة الأولى والتي يليها أعطيت الرتبة الثانية وهكذا كما في الجدول التالي :

الفرد	الرتبة (الميل الإجتماعي)	الرتبة (الميل إلى السيطرة)	الفرق	ومع الفرق
م	٢	٣	١ -	١
ب	٦	٤	٢	٤
حـ	٥	٢	٣	٩
د	١	١	٠	٠
هـ	١٠	٨	٢	٤
و	٩	١١	٢ -	٤
ز	٨	١٠	٢ -	٤
ح	٣	٦	٣ -	٩
ط	٤	٧	٣ -	٩
ى	١٢	١٢	٠	٠
ك	٧	٥	٢	٤
ل	١١	٩	٢	٤
				مج ف^{٢} ٥٢

وبتطبيق القانون:

$$\text{معامل إرتباط سبرمان } \sqrt{} = ١ - \frac{٦ \text{ مج ف}^{٢}}{ن(ن^{٢} - ١)}$$

حيث مج ف^{٢} = مجموع مربعات الفروق

ن = عدد أفراد المجموعة

$$= ١ - \frac{٦ \times ٥٢}{١٢ (١٤٤ - ١)} = ٠,٨٢$$

وتعتمد الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب على عدد المجموعة = ن فإذا كان العدد يتراوح بين ٤ - ٣٠ فرداً أمكن الكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة معامل الإرتباط من الجدول التالي:

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب

عدد الأفراد ن	مستوى الدلالة الإحصائية	
	٠,٠٥	٠,٠١
٤	١,٠٠	
٥	٠,٩٠	١,٠٠
٦	٠,٨٣	٠,٩٤
٧	٠,٧١	٠,٨٩
٨	٠,٦٤	٠,٨٣
٩	٠,٦٠	٠,٧٨
١٠	٠,٥٦	٠,٧٥
١٢	٠,٥١	٠,٧١
١٤	٠,٤٦	٠,٦٥
١٦	٠,٤٣	٠,٦٠
١٨	٠,٤٠	٠,٥٦
٢٠	٠,٣٨	٠,٥٣
٢٢	٠,٣٦	٠,٥١
٢٤	٠,٣٤	٠,٤٩
٢٦	٠,٣٣	٠,٤٧
٢٨	٠,٣٢	٠,٤٥
٣٠	٠,٣١	٠,٤٣

وبالإضافة إلى هذا الجدول ـ وبشرط أن تكون ن = ١٠ أو أكثر فإنه يمكن الكشف عن الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب بتحويله إلى ت ثم الكشف عن قيمة ت في الجدول الخاصة (إحصاء ت للكشف عن دلالة الفرق بين متوسطين) وذلك باستخدام القانون التالي:

$$ت = ر \sqrt{\frac{ن - ٢}{١ - ر}}$$

وعليه يمكن تحويل المعامل السابق (٠,٨٢) إلى ت كما يلي:

$$ت = ٠,٨٢ \sqrt{\frac{١٢ - ٢}{١ - ٠,٨٢}}$$

$$= ٦,١١$$

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = ن - ٢ = ١٠ نجد أن قيمة ت وبالتالي قيمة معامل الإرتباط دالة إحصائياً عند مستوى أقل من ٠١,

(٢) ومن معاملات الإرتباط الأخرى التي تستخدم في مستوى الترتيب وتكمل الصورة معامل ارتباط كندال للتوافق (و) W. ويستخدم هذا المعامل عندما يتم ترتيب المجموعة الواحدة بناء على ثلاثة معايير أو أكثر وليس معيارين فقط كما في الحالة السابقة. فقد يتم ترتيب المجموعة بناء على الميل الإجتماعي والميل إلى السيطرة والقدرة على تحمل المسئولية بحيث يكون لكل فرد من أفراد المجموعة ثلاث رتب.

والمثال التالي يوضح كيفية حساب هذا المعامل:

لنفرض أنه تم تطبيق ثلاثة اختبارات (أ، ب، حـ) على مجموعة مكونة من ستة أفراد في مختبر علم النفس. وبعد تعيين درجات الأفراد الستة على هذه الاختبارات كان المطلوب حساب معامل الإرتباط بين نتائج الإختبارات الثلاثة. وبالتالي تم تحويل هذه الدرجات إلى رتب ونظمت كما في الجدول التالي:

$$و = \frac{١٢ مج ف^٢}{ك^٢ × ن (ن^٢ - ١)} - \frac{٣ (ن + ١)}{ن - ١}$$

$$= \frac{١٢ × ٧٨٥}{٩ × ٦ × ٢٥} - \frac{٣ × ٧}{٥}$$

الاختبارات	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
(أ)	١	٣	٢	٥	٦	٤	
(ب)	١	٤	٣	٥	٦	٢	
(جـ)	٢	٣	١	٦	٤	٥	
مجموع الرتب	٤	١٠	٦	١٦	١٦	١١	٦٣

$$(\text{م}) = \frac{٦٣}{٦} = ١٠,٥$$

انحرافات مجموع الرتب عن المتوسط:

− ٦,٥   − ,٥   − ٤,٥   ٥,٥   ٥,٥   ٠,٥

المربع ٤٢,٢٥ + ٠,٢٥ + ٢٠,٢٥ + ٣٠,٢٥ + ٣٠,٢٥ + ٠,٢٥

المجموع الكلي (س~) = ١٢٣,٥

يطبق القانون التالي لحساب قيمة و:

$$\text{و} = \frac{\text{س~}}{\frac{١}{١٢}\ \text{ك}^{٢}(\text{ن}^{٣} - \text{ن})}$$

حيث س~ هي المجموع الكلي لمربعات الانحرافات عن المتوسط

ك عدد الاختبارات (أو المعايير)

ن عدد أفراد المجموعة

$$\therefore\ \text{و} = \frac{١٢٣,٥}{\frac{١}{١٢} \times ٩ \times (٢١٦ - ٦)} = ٠,٧٨$$

وللتلخيص فإن طريقة حساب معامل كندال (و) تتم حسب الخطوات التالية:

١ - ترتب النتائج في جدول يوضح رتب أفراد المجموعة على المعايير الثلاثة.

٢ - نجمع الرتب رأسياً لكل فرد (٤، ١٠، ٦، ١٦، ١٦، ١١)

٣ - نجمع الرتب أفقياً للحصول على المتوسط ($\frac{٦٣}{٦}$ = ١٠,٥)

٤ - نحسب انحراف مجموع رتب كل فرد عن المتوسط (٤ - ١٠ ½ = ٦ ½ وهكذا)

٥ - نربع الانحراف (الفرق) ثم نوحد المجموع الكلي س~ (١٢٣,٥)

وللتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة المعامل (و) فإن ذلك يعتمد أيضاً على عدد أفراد المجموعة وعدد المعايير المستخدمة في ترتيب أفراد المجموعة وعدد المعايير المستخدمة في ترتيب أفراد هذه المجموعة. فإذا كانت ﻫ تتراوح بين ٣ - ٧ فإنه يمكن الرجوع إلى جداول فريدمان والتي أضاف إليها زيجل فيما بعد وهي كما يلي:

الجدول الاول (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥)

ك (المعايير)	م (أفراد العينة)				
	٣	٤	٥	٦	٧
٣			٦٤,٤	١٠٣,٩	١٥٧,٣
٤		٤٩,٥	٨٨,٤	١٤٣,٣	٢١٧,٠٠
٥		٦٢,٦	١١٢,٣	١٨٢,٤	٢٧٦,٢
٦		٧٥,٧	١٣٦,١	٢٢١,٤	٣٣٥,٢
٨	٤٨,١	١٠١,٧	١٨٣,٧	٢٩٩,٠٠	٤٥٣,١
١٠	٦٠,٠٠	١٢٧,٨	٢٣١,٢	٣٧٦,٧	٥٧١,٠٠
١٥	٨٩,٨	١٩٢,٩	٣٤٩,٨	٥٧٠,٥	٨٦٤,٩
٢٠	١١٩,٧	٢٥٨,٠٠	٤٦٨,٦	٧٦٤,٤	١١٥٨,٧

جدول ملحق بالجدول الأوّل (مستوى الدلالة الاحصائية ٠٥,)

ك (المعايير)	م = ٣
٩	٥٤,٠٠
١٢	٧١,٩
١٤	٨٣,٨
١٦	٥٩,٨
١٨	١٠٧,٧

الجدول الثاني (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠١)

ك (المعيير)	ن (أفراد العينة)				
	٣	٤	٥	٦	٧
٣			٧٥,٦	١٢٢,٨	١٨٥,٦
٤		٦١,٤	١٠٩,٣	١٧٦,٢	٢٦٥,٠٠
٥		٨٠,٥	١٤٢,٨	٢٢٩,٤	٣٤٣,٠٠
٦		٩٩,٥	١٧٦,١	٢٨٢,٤	٤٢٢,٠٠
٨	٦٦,٨	١٣٧,٤	٢٤٢,٧	٣٨٨,٣	٥٧٩,٩
١٠	٨٥,١	١٧٥,٣	٣٠٩,١	٤٩٤,٠٠	٧٣٧,٠٠
١٥	١٣١,٠٠	٢٦٩,٨	٤٧٥,٢	٧٥٨,٢	١١٢٩,٥
٢٠	١٧٧	٣٦٤,٢	٦٤١,٢	١٠٢٢,٢	١٥٢١,٩

جدول ملحق بالجدول الثاني (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠١)

ك (المعايير)	ن = ٣
٩	٧٥,٩
١٢	١٠٣,٥
١٤	١٢١,٩
١٦	١٤٠,٢
١٨	١٥٨,٦

ففي مثالنا السابق حيث نجد أن و = ٠,٧٨ حيث ك = ٣، ن = ٦، س = ١٢٣,٥ (المجموع الكلي لمربعات الانحرافات) فإنه بالرجوع إلى الجدول الثاني نلاحظ أن قيمة س اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ هي ١٢٢,٨ في حين أن قيمة س التي حصلنا عليها هي ١٢٣,٥ ومعنى هذا أن معامل التوافق (و) الذي يساوي ٠,٧٨ ذو دلالة إحصائية عند

مستوى ٠,٠١. وهذا يعني أننا نعتمد على قيمة (سہ) في استخدام الجداول بحيث تكون القيمة التي حصلنا عليها تساوي القيمة المسجلة في الجدول أو أكبر منها لتصبح ذات دلالة إحصائية.

هذا بالنسبة للعينة الصغيرة (أي ه لا تزيد عن ٧) أما إذا كانت ه تزيد عن ٧. فإننا نقوم بتحويل قيمة (و) إلى كا^2 باستخدام القانون التالي:

كا^2 = ك (ه - ١) و

حيث ك = عدد المعايير   ه عدد أفراد الجماعة

فإذا فرضنا أنه في مثالنا السابق كان عدد أفراد المجموعة = ١٠ وقيمة و = ٠,٦٦ فإنه يمكن تحويل (و) إلى كا^2 كما يلي:

كا^2 = ٣ (١٠ - ١) ٠,٦٦ = ١٧,٨٢

وبالرجوع إلى جداول كا^2 حيث درجات الطلاقة = ه - ١ أي ٩ نجد أن القيمة ١٧,٨٢ دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥, إذ أن القيمة المسجلة في الجدول (المطلوبة) هي ١٦,٩٢. وعليه فإن معامل كندال (و) والذي يساوي ٠,٦٦ دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥.

جداول كا^2

درجات الطلاقة	مستوى الدلالة الإحصائية		
	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
١	٣,٨٤	٥,٤١	٦,٦٤
٢	٥,٩٩	٧,٨٢	٩,٢١
٣	٧,٨٢	٩,٨٤	١١,٣٥
٤	٩,٤٩	١١,٦٧	١٣,٢٨
٥	١١,٠٧	١٣,٣٩	١٥,٠٩
٦	١٢,٥٩	١٥,٠٣	١٦,٨١

٧	١٤,٠٧	١٦,٦٢	١٨,٤٨
٨	١٥,٥١	١٨,١٧	٢٠,٠٩
٩	١٦,٩٢	١٩,٦٨	٢١,٦٧
١٠	١٨,٣١	٢١,١٦	٢٣,٢١
١١	١٩,٦٨	٢٢,٦٢	٢٤,٧٣
١٢	٢١,١٣	٢٤,٠٥	٢٦,٢٢
١٣	٢٢,٣٦	٢٥,٤٧	٢٧,٦٩
١٤	٢٣,٦٩	٢٦,٨٧	٢٩,١٤
١٥	٢٥,٠٠	٢٨,٢٦	٣٠,٥٨
١٦	٢٦,٣٠	٢٩,٦٣	٣٢,٠٠
١٧	٢٧,٥٩	٣١,٠٠	٣٣,٤١
١٨	٢٨,٨٧	٣٢,٣٥	٣٤,٨١
١٩	٣٠,١٤	٣٣,٦٩	٣٦,١٩
٢٠	٣١,٤١	٣٥,٠٢	٣٧,٥٧
٢١	٣٢,٦٧	٣٦,٣٤	٣٨,٩٣
٢٢	٣٣,٩٢	٣٧,٦٦	٤٠,٢٩
٢٣	٣٥,١٧	٣٨,٩٧	٤١,٦٤
٢٤	٣٦,٤٢	٤٠,٢٧	٤٢,٩٨
٢٥	٣٧,٦٥	٤١,٥٧	٤٤,٣١
٢٦	٣٨,٨٩	٤٢,٨٦	٤٥,٦٤
٢٧	٤٠,١١	٤٤,١٤	٤٦,٩٦
٢٨	٤١,٣٤	٤٥,٤٢	٤٨,٢٨
٢٩	٤٢,٥٦	٤٦,٦٩	٤٩,٥٩
٣٠	٤٣,٧٧	٤٧,٩٦	٥٠,٨٩

ثالثاً) مستوى الوحدات (الفئات) المتساوية Interval Scale

هذا النوع من المقايس يقترب كثيراً إلى المعنى (الكمي) للقياس أكثر من النوعين السابقين (التصنيف والترتيب) وفيه يفترض الباحث تساوي المسافات بين وحدات المقياس (لاحظ أن الأمر لم يكن كذلك في حالة مقياس الرتب) فعلى سبيل المثال نحن نفترض تساوي المسافات على الترمومتر (مقياس الحرارة) وعلى البارومتر (مقياس الضغط الجوي)، كما يمكن أيضاً أن نفترض تساوي المسافات بين وحدات مقياس (اختبار تحصيلي في اللغة الإنجليزية مثلاً) عندما يطبق على مجموعة من الأطفال في فصل ما.

ولكن ما يجب أن نناقشه ونوضحه تماماً هو من أين يبدأ المقياس أو بمعنى آخر (صفر المقياس).

في مقياس الحرارة (الترمومتر) **اتفقنا** على أن الصفر هو الدرجة التي يتجمد عندها **الماء** وأن درجة ١٠٠ هي الدرجة التي يغلي عندها **الماء** ومن ثم نقوم بتقسيم المسافة بين هذا **الصفر وهذه المائة** إلى مائة وحدة متساوية كل منها تساوي درجة واحدة وقد نقسم كل درجة إلى عشر وحدات صغيرة كل منها تساوي $\frac{١}{١٠}$ درجة وهكذا.

ولكن ما يجب أن ننتبه إليه هو أن هذا التقسيم والنظام قام على وجود (صفر) تم تحديده بصورة اختبارية أو اتفاقية. فيمكن أن نسأل لماذا الماء وليس الكحول مثلاً أو الزئبق. وعلى ذلك فإن هذا الصفر يسمى الصفر النسبي.

وعندما نأتي إلى اختبار تحصيلي أو اختبار في الذكاء. أين يكون الصفر؟ حيث أنه لا يمكن أن نفترض انعدام التحصيل أو الذكاء نهائياً. فمن يحصل على (صفر) هو الفرد الذي أجاب إجابات خاطئة على جميع الأسئلة ولكن ليس معنى ذلك أن تحصيله منعدم أو ذكاؤه منعدم إذ أن ذلك غير صحيح.

وتعتبر هذه النقطة من خصائص مقياس الوحدات المتساوية وهي أن مكان الصفر غير محدد (أي صفر نسبي). والمثال التالي يوضح ما نذهب إليه:

لنفرض أننا قمنا بتطبيق اختبار من الذكاء على مجموعة من الأفراد حيث كان عدد الأسئلة مائة سؤال ولكل إجابة صحيحة درجة واحدة. ومعنى ذلك أن الدرجة النهائية للفرد الذي أجاب على جميع الأسئلة إجابات صحيحة هي ١٠٠ والبعض سوف يحصل على ٩٠ أو ٧٠ وهكذا، هذه الدرجة أو تلك تساوي مثلاً ٩٠ وحدة أو ٧٠ وحدة على هذا المقياس بغض النظر أين يقع الصفر حتى لو عرفنا أن أدنى درجة هي ٣٠ فإن هذا لا يعني أنه عند هذه الدرجة أو قبلها بثلاثين مسافة يتلاش ذكاء الإنسان.

ولنفرض أيضاً أننا قسنا ذكاء نفس المجموعة باختبار آخر يتكون من مائة سؤال ايضاً ولكل إجابة صحيحة خمس درجات ومعنى ذلك أن الدرجة النهائية سوف تكون ٥٠٠. وفي هذه الحالة أيضاً نجد أن الدرجة (أي درجة) مستقلة عن موضع الصفر وعن النهاية العظمى للدرجات.

ويتضح من هذا أن الأهمية ليست في موضع الصفر إذ أن ذلك اختياري (درجة تجمد الماء والماء اختياري) وليست في النهاية العظمى للمقياس (درجة غليان الماء والماء كذلك اختياري). ولكن الأهمية في المسافات بين الوحدات **حيث نفترض تساوي هذه المسافات** ومن ثم تكون كل وحدة على هذه المقياس تساوي الوحدة الأخرى فالفرد الذي أجاب إجابة صحيحة على السؤال رقم (٢٠) مثلاً في اختبار الذكاء تساوي إجابته إجابة صحيحة على السؤال رقم (٧٠) مثلاً في هذا الاختبار.

كما نفترض شيئاً آخر غير تساوي المسافات بالنسبة لمقياس الوحدات المتساوية: نفترض أن الخصائص أو الظواهر أو القدرات أو الأبعاد التي يطبق عليها هذا النوع من المقاييس تتوزع توزيعاً اعتدالياً بين أفراد العينة او العينات التي يجري عليها الاختبار.

وهذا يعني أن تلك الأبعاد أو القدرات أو الخصائص أو الظواهر يمكن أن تتبع ما سبق وأشرنا إليه سابقاً أو درستـه في مقرر الاحصاء وهو المنحنى الاعتدالي.

وقد يكون من المفيد أن يعرف القارىء مصدر هذا المنحنى.

تقوم في الأصل فكرة هذا المنحنى الاعتدالي أو الطبيعي على نظرية الاحتمالات، وفي أبسط صور هذه النظرية نقول أن احتمال حصولنا على (الصورة) في أحد وجهي قطعة من العملة عندما نلقيها عشوائياً دون قصد هو $\frac{١}{٢}$ حيث أن لهذه القطعة من العملة وجهين. وكذلك عندما نلقي بالنرد (زهر الطاولة) عشوائياً وبدون قصد فإن احتمال حصولنا على الرقم ٥ (أو أي رقم آخر) هو $\frac{١}{٦}$ حيث أن زهر الطاولة (النرد) مكعب له ستة أوجه.

ونعود إلى مثالنا الأول عندما نلقي بقطعة العملة فإن الاحتمالات سوف تكون: إما أن نحصل على صورة (ص) أو على كتابة (ك) واحتمال الحصول على أي منها = $\frac{١}{٢}$

والآن لنفرض أننا سنلقي قطعتين من النقود معاً (أ، ب): فإن الاحتمالات هي:

١		٢		٣		٤	
أ	ب	أ	ب	أ	ب	أ	ب
ص	ص	ص	ك	ك	ص	ك	ك

أي أربعة احتمالات.

وعليه يكون احتمال:

ص ص = $\frac{١}{٤}$

ص ك، ك ص = $\frac{١}{٢}$ $\left(\frac{١}{٤} + \frac{١}{٤}\right)$

ك ك = $\frac{١}{٤}$

ويمكن الحصول على هذه النتائج عندما نقول إن $(ص + ك)^{٢}$ حيث ٢ هي عدد قطع النقود ثم نقوم بحل القوس السابق:

$١ ص^{٢} + ٢ ك ص + ١ ك^{٢}$

أي أن احتمال $ص^{٢}$ (ص ص) ١

احتمال $ك^{٢}$ (ك ك) ١

احتمال ك ص $\frac{٢}{٤}$

∴ احتمال ص ص $= \frac{١}{٤}$ (واحدة في الأربعة)

احتمال ك ص $= \frac{٢}{٤} = \frac{١}{٢}$ (مرتين في الأربعة)

احتمال ك ك $= \frac{١}{٤}$ (مرة في الأربعة)

وهذه هي نفس النتائج السابقة.

ولنستطرد ونقول أننا ألقينا بعشر قطع من النقود مرة واحدة وعشوائياً وبدون قصد فإن الاحتمالات سوف تكون $(ص + ك)^{١٠}$

حيث ١٠ هي عدد قطع النقود، ص الصورة، ك للكتابة

وبحل هذا القوس (تسمى ذات الحدين ولها طريقة رياضية معينة في حلها) نحصل على النتائج التالية:

$١ ص^{١٠}$

أي احتمال مرة واحدة في جميع المحاولات للحصول على ١٠ صـور معاً (أي جميع قطع النقود تقع بحيث نحصل على الصورة منها جميعاً)

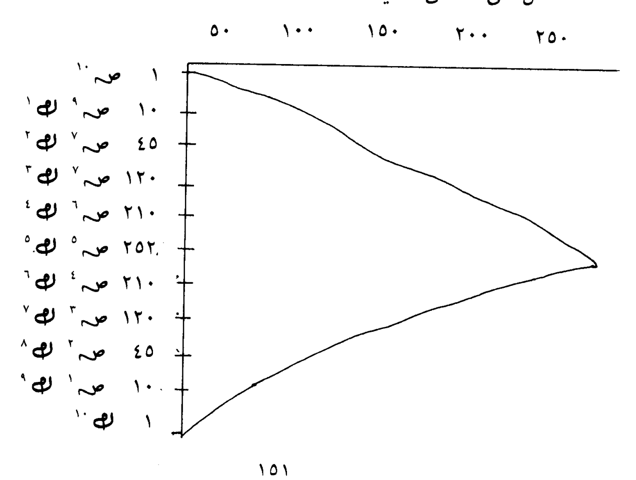
$١٠ ص^{٩} ك^{١}$

أي عشر احتمالات في جميع المحاولات للحصول على ٩ صور وواحدة كتابة

$٤٥ ص^{٨} ك^{٢}$

١٢٠ ص^٧ ط^٣
٢١٠ ص^٦ ط^٤
٢٥٢ ص^٥ ط^٥
٢١٠ ص^٤ ط^٦
١٢٠ ص^٣ ط^٧
٤٥ ص^٢ ط^٨
١٠ ص^١ ط^٩
١ ط^١٠
١٠٢٤

فإذا أردنا أن نوضح نتائج هذه المحاولات (الاحتمالات) العشوائية برسم منحنى بياني للعلاقة بين كل من هذه الاحتمالات وتكرار حدوثها فإننا سوف نحصل على المنحنى التالي:



وخاصة إذا زاد عدد العوامل (قطع النقود) بحيث يصل عددها إلى ما لا نهاية.

وما يمكن أن نقوله هنا أن الدليل قد توفر عن طريق الدراسات الاحصائية على أنه يمكن استخدام المنحنى الاعتدالي في وصف الظواهر المختلفة في الميادين التالية:

أ - الإحصاء البيولوجي مثل نسبة الإناث إلى الذكور أو غير ذلك.

ب - الأحصاء الانتربومتري مثل الطول والوزن ومحيط الجمجمة وغير ذلك.

هـ - الاحصاء الاجتماعي والاقتصادي المواليد والوفيات والزيجات والأجور وما إلى ذلك.

د - الاحصاء النفسي والعقلي مثل الذكاء، والتعلم والإدراك وزمن الرجع ودرجات التحصيل وغير ذلك.

المعالجة الاحصائية لمستوى الوحدات التساوية

في بداية الأمر نقول أن هذا المستوى يقبل التعامل مع جميع الأدوات الاحصائية مع تحفظ بسيط سوف نوضحه في الفقرة التالية.

نقول أيضاً إنه بطبيعة الحال يمكن حساب المتوسط والانحراف المعياري (مقاييس النزعة المركزية والتشتت) لوصف توزيع الأرقام أو الدرجات والتحفظ الذي أشرنا إليه هو عدم إمكانية حساب ما يسمى بمعامل التباين وهو عبارة عن النسبة المئوية للانحراف المعياري إلى المتوسط أي $\frac{ع}{م}$ × ١٠٠ وذلك لأنه كما سبق وأشرنا وضع الصفر غير محدد فإن أي إضافة إلى توزيع ما بين الأرقام سوف تزيد المتوسط ولكن الانحراف المعياري لن يتغير ولنأخذ هذا المثال:

لنفرض أن لدينا هذا التوزيع

١
٢
٣
٤
٥

فإن المتوسط = ٣ والانحراف المعياري = ١,٤

∴ معامل التباين = $\frac{١,٤}{٣}$ × ١٠٠ = ٤٦,٧

وإذا أخذنا نفس التوزيع وغيرنا مكان الصفر أو بمعنى آخر بدل أن نبدأ من ١ بدأنا من ٣ فأصبح التوزيع كما يلي:

٣
٤
٥
٦
٧

فإن المتوسط = ٥ والانحراف المعياري = ١,٤ (لم يتغير)

ومن ثم يصبح معامل التباين = $\frac{١,٤}{٥}$ × ١٠٠ = ٢٨,٠٠

وعليه فإننا نستخدم جميع الاحصاءات الممكنة والتي سوف نستعرضها في إيجاز فيما بعد ما عدا معامل التباين. (هذا المعامل ليس شائع الاستخدام)

احصاءات الدلالة في مستوى الوحدات المتساوية

تعتمد إحصاءات الدلالة في هذا المستوى من القياس على فهم ما يسمى بـ « الخطأ المعياري » للأداة الإحصائية: مثل المتوسط أو الإنحراف المعياري أو غير ذلك. ويمكن تبسيط مفهوم الخطأ المعياري للمتوسط على سبيل المثال بأن نعرفه على أنه **الانحراف المعياري لتوزيع من متوسطات العينات** حول متـوسط المجتمع الأصلي الذي أخذت منه هذه العينات.

بمعنى أنه لو أخذنا مجموعة من العينات من المجتمع الأصلي وعين متوسط كل عينة واعتبرت هذه المتوسطات بمثابة درجات فإن الانحراف المعياري في هذه الحالة يعتبر الخطأ المعياري لأي من هذه المتوسطات.

الخطأ المعياري للمتوسط: $\text{ه}_{\text{ع}}$

يمكن حساب الخطا المعياري للمتوسط من القانون التالي:

$$\text{ه}_{\text{ع}} = \frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ه}}}$$

حيث ع هي الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي الذي أخذت منه العينة
ه هي عدد أفراد العينة.

ولكن من الناحية العملية نادراً ما يتوفر لدينا الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي وبالتالي نستخدم الانحراف المعياري للعينة وخاصة إذا كانت كبيرة العدد (في هذه الحالة نعتبر العينة كبيرة إذا زاد عددها عن ٣٠).

فعلى سبيل المثال:

إذا كانت الدرجة المتوسطة عند تطبيق اختبار ما على عينة من الأطفال مكونة من ٢٥٠ طفلاً هي ٣٠ عندما كان الانحراف المعياري ١٢.

إلى أي مدى يقترب هذا المتوسط من المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي الذي أخذت منه عينة الأطفال؟

للإجابة على هذا السؤال نحسب الخطأ المعياري للمتوسط.

$$\text{م}_{\text{ع}} = \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} = ٠,٧٦$$

أي أن هذا المتوسط قد يقترب أو يبتعد عن المتوسط الحقيقي بمقدار ٠,٧٦ ولذلك نكتب الخطأ المعياري هكذا: ± ٠,٧٦

وهذا يعني أن المتوسط الحقيقي لهذه العينة تمتد قيمته العددية من (٣٠ - ,٧٦) إلى (٣٠ + ٠,٧٦)

أي من ٢٩,٢٤ إلى ←٣٠,٧٦

هذا بالنسبة للعينات كبيرة العدد. أما في حالة العينات صغيرة العدد (التي يقل عدد أفرادها عن ٣٠) فإننا نستخدم الإنحراف المعياري للعينة بدلاً من الإنحراف المعياري للمجتمع الأصلي كما في الحالة السابقة تماماً، ولكن في حالة العينة الصغيرة نحسب الانحراف المعياري بطريقة أخرى.

فقد سبق أن أوضحنا أن الانحراف المعياري $= \sqrt{\frac{\text{مج}\,(\text{س} - \text{م})^{٢}}{\text{ن}}}$

حيث س هي الدرجة الخام، م المتوسط، ن عدد أفراد العينة.

ولكن في حالة العينة الصغيرة يكون الانحراف المعياري $= \sqrt{\frac{\text{مج}\,(\text{س} - \text{م})^{٢}}{\text{ن} - ١}}$

الخطأ المعياري للوسيط $ط_ع$

يمكن حساب الخطأ المعياري للوسيط من القانون التالي:

$$ط_ع = ١,٢٥٣ \times \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$ (حيث الانحراف المعياري)

وفي مثالنا السابق يكون:

$$ط_ع = ١,٢٥٣ \times \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} = \pm ,٩٥$$

كما يمكن حساب الخطأ المعياري للوسيط بصورة أخرى:

$$ط_ع = ١,٨٥٨ \times \frac{س_ع}{\sqrt{ن}}$$ (حيث $س_ع$ هي الانحراف الارباعي)

مثال:

لنفرض أن الدرجة الوسيطية لدرجات مجموعة كبيرة من الطلاب عددها ٨٠٠ هي ٢١,٤ بينما كان الانحراف الارباعي $\frac{(الارباعي_٣ - الارباعي_١)}{٢} = ٤,٩$. كيف تقترب هذه الدرجة الوسيطية من الدرجة الوسيطية للمجتمع الأصلي؟

نحسب الخطأ المعياري للوسيط:

$$ط_ع = ١,٨٥٨ \times \frac{٤,٩}{\sqrt{٨٠٠}} = \pm ٠,٣٢$$

الخطأ المعياري للانحراف المعياري

يحسب الخطأ المعياري للانحراف المعياري من القانون التالي

$$\text{ع ع} = ٠,٧١ \times \frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

ففي مثال سابق حيث كان الانحراف المعياري ع = ١٢ وعدد أفراد العينة ٢٥٠ يمكن حساب الخطأ المعياري كما يلي:

$$\text{ع ع} = ٠,٧١ \times \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} = \pm ٠,٥٤$$

كما يمكن أيضاً حساب الخطأ المعياري بصورة أخرى:

$$\text{ع ع} \quad \frac{\text{ع}}{\sqrt{٢\text{ن}}} = \frac{١٢}{\sqrt{٥٠٠}} = \pm ٠,٥٤$$

الخطأ المعياري للانحراف الارباعي:

الانحراف الارباعي هو منتصف الفرق بين الإرباعي الثالث والإرباعي الأول.

ويمكن حساب الخطأ المعياري في هذه الحالة كما يلي:

$$\text{ر ع.ع} \quad ,٧٨٦ \times \frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

ومن ثم ففي المثال السابق مباشرة يمكن أن نحسب الخطأ المعياري كما يلي:

$$\text{٠,٧٨٦} \times \frac{\text{١٢}}{\sqrt{\text{٢٥٠}}} = \pm \text{٠,٦٠}$$

الخطأ المعياري للنسبة المئوية

يحسب الخطأ المعياري للنسبة المئوية من القانون التالي:

$$\text{م}_{\text{ع}} = \sqrt{\frac{\text{ص} \times \text{خ}}{\text{ن}}}$$

حيث ص = نسبة من أجابوا إجابات صحيحة

خ = نسبة من أجابوا إجابات خاطئة

ن = العدد الكلي للعينة.

فإذا كانت نسبة الاجابات الصحيحة ٧٢٪ (٠,٧٢) والإجابات ٢٨٪ (٠,٢٨) فإن الخطأ المعياري للنسبة (لأي النسبتين):

$$\text{م}_{\text{ع}} = \sqrt{\frac{\text{,٧٢} \times \text{,٢٨}}{\text{٢٥٠}}} = \pm \text{,٠٣}$$

الخطأ المعياري لمعامل الارتباط:

يمكن حساب الخطأ المعياري لمعامل الإرتباط ✓ من القانون التالي

$$\text{ر}_{\text{ع}} = \frac{\text{١} - \text{ر}^{\text{٢}}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

فلو كان معامل الارتباط بين متغيرين ٠,٧ عندما كان عدد المجموعة هو ١٥٠ فإن الخطأ المعياري لمعامل الارتباط:

$$\sqrt{}\ \text{ع}_{\text{ر}} = \frac{١ - (٠,٧)^{٢}}{\sqrt{١٥٠}} = ,٠٤$$

تعليق أخير:

سبق أن قلنا أن المدخل إلى احصاءات الدلالة في مستوى الوحدات المتساوية هو فهم الخطأ المعياري. وقد استعرضنا الخطأ المعياري لعدة أنواع من الأدوات الإحصائية المستخدمة. ولكن كيف نستفيد من ذلك في موضوع الدلالة الإحصائية؟ وسوف نشير إلى الخطأ المعياري في حالة المتوسط كمثال.

نحن نعرف أن ٩٥٪ من الحالات في التوزيع الاعتدالي تقع بين ± ١,٩٦ (مقدرة بوحدات الخطأ المعياري للمتوسط) أي ١,٩٦ مـ ع، ونعرف أيضاً أن ٩٩٪ من هذه الحالات تقع بين ± ٢,٥٨ مـ ع.

فإذا عدنا إلى مثالنا في حالة المتوسط حيث كان ٣٠ والخطأ المعياري ± ٠,٧٦ فإنه يمكن أن نقول إن الاحتمال كبير (٩٥٪) لهذا المتوسط (٣٠) ألا يبتعد عن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي أكثر من ± ١,٤٩ (,٧٦ × ± ١,٩٦) أي أن الاحتمال قليل (٥٪) لهذا المتوسط (٣٠) أن يبتعد عن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي بأكثر من ± ١,٤٩.

كما يمكن أن نقول كذلك إن الاحتمال كبير جداً (٩٩٪) لهذا المتوسط ألا يبتعد عن المتوسط الحقيقي بأكثر من ± ١,٩٦ (,٧٦ × ± ٢,٥٨) أي أن الاحتمال قليل (١٪) لهذا المتوسط (٣٠) أن يبتعد عن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي بأكثر من ± ١,٩٦.

وربما يفسر هذا للقارىء معنى مستوى الدلالة الإحصائية عند ٠,٠٥، ٠,٠١، ويمكن أن نستطرد لتوضيح الفكرة:

فنقول إننا على ثقة بمقدار ٩٥٪ أن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي يقع بين ٢٨,٥١ (٣٠ − ١,٩٦ × ٠,٧٦)، ٣١,٤٩ (٣٠ + ١,٩٦ × ٠,٧٦)

كما أننا على ثقة بمقدار ٩٩٪ أن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي الذي أخذت منه العينة يقع بين ٢٨,٠٤ (٣٠ − ٢,٥٨ × ٠,٧٦) و ٣١,٩٦ (٣٠ + ٢,٥٨ × ٠,٧٦)

لاحظ ما يأتي:

٠,٧٦ الخطأ المعياري للمتوسط

± ١,٩٦ وحدات الانحراف على قاعدة المنحنى الاعتدالي التي تضم ٩٥٪ من حالات التوزيع.

± ٢,٥٨ وحدات الانحراف على قاعدة المنحنى الاعتدالي التي تضم ٩٩٪ من حالات التوزيع.

حساب دلالة الفرق بين متوسطين ـ النسبة التائية

في حالة الفروق بين المتوسطات نجد أن التوزيع التكراري لها يميل إلى أن يأخذ شكل المنحنى الاعتدالي وخاصة إذا كانت العينة كبيرة.

والمفروض أن نناقش حالياً هل الفرق بين متوسطين ذو دلالة إحصائية أو أنه غير ذلك؟ وبمعنى آخر هل متوسط المجموعة أ يزيد بصورة جوهرية عن متوسط المجموعة (ب)؟ (راجع اختبار مان ـ ويتني في مستوى الترتيب للمقارنة)

أولاً - عندما يكون عدد العينة كبيراً (أكثر من ٣٠)

١ - وعندما تكون العينتان غير مرتبطتين

في هذه الحالة نحسب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين باستخدام القانون التالي:

$$ف_{ع_{م_1 - م_2}} = \sqrt{\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}}$$

حيث $ع_1^2$ تباين المجموعة ١

$ع_2^2$ تباين المجموعة ٢

$ن_1$ عدد المجموعة ١

$ن_2$ عدد المجموعة ٢

$$او\ ف_{ع_{م_1 - م_2}} = \sqrt{م^2_{ع_1} + م^2_{ع_2}}$$

حيث $م^2_{ع_1}$ مربع الخطأ المعياري للمتوسط الأول

$م^2_{ع_2}$ مربع الخطأ المعياري للمتوسط الثاني

والقانون الأول يستخدم عندما لا نكون في حاجة لحساب الخطأ المعياري لكلا المتوسطين.

مثال:

عند تطبيق اختبار في الرياضيات على مجموعتين:

الأولى:	بنات	وعددها	١٠٥	$م_1$ = ٣٢	$ع_1$ = ١١,٤
الثانية	أولاد	وعددها	٩٥	$م_2$ = ٣٥	$ع_2$ = ٨,٣

فهل الفرق بين المتوسطين جوهري أي له دلالة إحصائية؟

يمكن الإجابة على هذا السؤال كما يلي:

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين: $ف_{م_١ - م_٢} ع = \sqrt{\frac{(١١,٤)^٢}{١٠٥} + \frac{(٨,٣)^٢}{٩٥}}$

$= ١,٤٠$

النسبة الحرجة $= \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين}} = \frac{٣}{١,٤} = ٢,١٤$

ونحن نعلم من المناقشة السابقة أن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠٥, هو ١,٩٦ وعند ٠١, هو ٢,٥٨ وحيث أن قيمة النسبة الحرجة ٢,١٤ أي تزيد عن ١,٩٦ (ولكنها أقل من ٢,٥٨)

∴ فإن الفرق بين المتوسطين له دلالة إحصائية عند مستوى ٠٥, أي أن الأولاد (م = ٣٥) تفوقوا على البنات (م = ٣٢) بدرجة لها دلالة إحصائية.

٢ - عندما تكون العينتان مرتبطتين

أو بمعنى آخر عندما تكون نفس المجموعة وتعرضت لنفس الاختبار مرتين متتاليتين. والمطلوب معرفة التغير الذي طرأ على المجموعة في التطبيق الثاني. وصل هذا التغير له دلالة إحصائية أم لا؟

لنأخذ المثال التالي:

	التطبيق الأول	التطبيق الثاني
حجم المجموعة	٦٤ ن	٦٤ ن
المتوسط	٤٥,٠٠ (م_{1})	٥٠,٠٠ (م_{2})
الانحراف المعياري	٦,٠٠ (ع_{1})	٥,٠٠ (ع_{2})
الخطأ المعياري	٠,٧٥ ($\text{م}_{1}\text{ع}$)	٠,٦٣ ($\text{م}_{2}\text{ع}$)
الفرق بين المتوسطين	٥٠ − ٤٥ = ٥	

معامل الارتباط بين التطبيقين: ٠,٦٠

ويحسب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين من القانون التالي:

$$\text{ف}_{\text{م}_1-\text{م}_2} = \sqrt{\text{م}^2_{1\text{ع}} + \text{م}^2_{2\text{ع}} - 2\,\text{ر}_{2\cdot1} \times \text{م}_{1\text{ع}} \cdot \text{م}_{2\text{ع}}}$$

حيث $\text{م}_{1\text{ع}}$ = الخطأ المعياري للمتوسط الأول

$\text{م}_{2\text{ع}}$ = الخطأ المعياري للمتوسط الثاني

$\text{ر}_{2\cdot1}$ معامل الارتباط بين التوزيعين.

$$= \sqrt{(,٧٥)^2 + (,٦٣)^2 - ٢ \times ,٦ \times ,٧٥ \times ,٦٣} = ٠,٦٣$$

وتصبح النسبة التائية (النسبة الحرجة) $= \frac{٥}{,٦٣} = ٧,٩$

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = ٦٤ − ١ نجد أن هذه القيمة ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ,٠١ وعليه يمكن أن نقول إن المجموعة تغيرت إلى الأحسن (زاد المتوسط من ٤٥ إلى ٥٠) في التطبيق الثاني.

ملحوظة:

النسبة الحرجة هي النسبة التائية تحت ظروف معينة. وكل نسبة تائية هي نسبة حرجة ولكن ليست كل نسبة حرجة هي نسبة تائية.

لاحظ أيضاً أنه بمقارنة القانون المستخدم في هذه الحالة بالقانون المستخدم في حالة المجموعات غير المرتبطة نجد في الحالة الأخيرة $\sqrt{}$ ٢٠١ = صفر وبالتالي يصبح القانون كما هو

$$\text{ف ع}_{\text{م}_1 \text{م}_2} = \sqrt{\text{م}_1 \text{ع}^2 + \text{م}_2 \text{ع}^2}$$

ثانياً) عندما يكون عدد العينة صغيراً (أقل من ٣٠)

١ ـ وعندما تكون العينتان غير مرتبطتين

في هذه الحالة نستخدم القانون التالي لحساب النسبة التائبة:

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2 \ \text{(الفرق بين المتوسطين)}}{\sqrt{\dfrac{\text{مج ف}_1^2 + \text{مج ف}_2^2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 2} \left(\dfrac{1}{\text{ن}_1} + \dfrac{1}{\text{ن}_2}\right)}}$$

حيث م_1 متوسط المجموعة الأولى

م_2 متوسط المجموعة الثانية

مج ف_1^2 مجموع مربعات فروق الدرجات عن المتوسط في المجموعة الأولى

مج ف_2^2 مجموع مربعات فروق الدرجات عن المتوسط في المجموعة الثانية

ن_1 عدد أفراد المجموعة الاولى

ن_2 عدد أفراد المجموعة الثانية

ولنأخذ المثال التالي:

المجموعة (١)	ف٢١	المجموعة (٢)	ف٢١
١ - ٨	١٦	١ - ١٢	٩
٢ - ٩	٩	٢ - ١٤	١
٣ - ١١	١	٣ - ١٥	٠
٤ - ١٣	١	٤ - ١٦	١
٥ - ١٥	٩	٥ - ١٨	٩
٦ - ١٦	١٦		
م١ = ١٢	مج ف٢١ = ٥٢	م٢ = ١٥	مج ف٢٢ = ٢٠

$$\therefore \text{ت} = \frac{٣}{\sqrt{\frac{٥٢ + ٢٠}{٦ + ٥ - ٢}\left(\frac{١}{٦} + \frac{١}{٥}\right)}} = ١,٧٥$$

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = ١١ - ٢ = ٩ نجد أن قيمة ت وهي ١,٧٥ غير دالة إحصائياً إذ أن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠٥, هو ٢,٢٦.

٢ ـ عندما تكون العينتان مرتبطتين

في هذه الحالة نحسب قيمة ت بطريقة تسمى طريقة الفروق (لاحظ أن عدد العينة صغير والمتوسطين مرتبطين) ولنأخذ المثال التالي لتوضيح الطريقة:

مجموعة مكونة من ١٢ طالباً أجرى عليهم أختبار في المهارة اليدوية قبل بدء التدريب وأعيد الأختبار مرة أخرى بعد نهاية فترة التدريب.

وكانت النتائج كما هي موضحة فيما يلي:

	قبل التدريب	بعد التدريب	الفرق ف	انحراف الفرق عن المتوسط فَ	المربع فَ٢
١	٥٠	٦٢	١٢	٤	١٦
٢	٤٢	٤٠	- ٢	- ١٠	١٠٠
٣	٥١	٦١	١٠	٢	٤
٤	٢٦	٣٥	٩	١	١
٥	٣٥	٣٠	- ٥	- ١٣	١٦٩
٦	٤٢	٥٢	١٠	٢	٤
٧	٦٠	٦٨	٨	٠	٠
٨	٤١	٥١	١٠	٢	٤
٩	٧٠	٨٤	١٤	٦	٣٦
١٠	٥٥	٦٣	٨	٠	٠
١١	٦٢	٧٢	١٠	٢	٤
١٢	٣٨	٥٠	١٢	٤	١٦
مج	٥٧٢	٦٦٨	٩٦ ÷ ١٢ = ٨ (المتوسط)		٣٥٤

أو $\frac{٦٦٨ - ٥٧٢}{١٢} = ٨$

م ف (متوسط الفروق) = ٨

الانحراف المعياري للفروق ع ف = $\sqrt{\frac{\text{مج فَ}^2}{ن - ١}} = \sqrt{\frac{٣٥٤}{١١}} = ٥,٦٧$

الخطأ المعياري لمتوسط الفروق) ع م ف = $\frac{\text{ع ف}}{\sqrt{ن}} = \frac{٥,٦٧}{\sqrt{١٢}} = ١,٦٤$

ت = $\frac{\text{٨ - صفر}}{\text{١,٦٤}}$ (حيث صفر هو المتوسط حسب الفرص الصغرى)

= ٤,٨٨

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = ١٢ - ١ = ١ نجد أن قيمة ت وهي ٤,٨٨ ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠١, حيث أن الحد الأدنى للدلالة عند هذا المستوى هو ٣,١١. (انظر الجدول)

حساب دلالة الفرق بين أكثر من متوسطين - النسبة الفائية

أولاً - عندما تكون المتوسطات غير مرتبطة: أي مشتقة من مجموعات مستقلة لا ترتبط ببعضها البعض.

في هذه الحالة يكون المطلوب هو مقارنة المتوسطات لمعرفة أثر الظروف التجريبية على مجموعات مختلفة. ولنأخذ المثال التالي للتوضيح:

لنفرض أن الباحث أراد أن يدرس تأثير عدة ظروف تجريبية مختلفة وعددها (٨) على أداء عدد من المجموعات (٨) في كل مجموعة ٦ أفراد في اختبار من الاختبارات العملية وبالتالي لا بد من المقارنة من متوسطات هذه المجموعات الثمانية (جميعها مأخوذ من مجتمع واحد وتم التوزيع عشوائياً).

ويمكن رصد النتائج كما يلي:

ظروف التجريب (المجموعات)

	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	
١	٦٤	٧٣	٧٧	٧٨	٦٣	٧٥	٧٨	٥٥	
٢	٧٢	٦١	٨٣	٩١	٦٥	٩٣	٤٦	٦٦	
٣	٦٨	٩٠	٩٧	٩٧	٤٤	٧٨	٤١	٤٩	
٤	٧٧	٨٠	٦٩	٨٢	٧٧	٧١	٥٠	٦٤	
٥	٥٦	٩٧	٧٩	٨٥	٦٥	٦٣	٦٩	٧٠	
٦	٩٥	٦٧	٨٧	٧٧	٧٦	٧٦	٨٢	٦٨	المجموع الكلي
المجاميع	٤٣٢	٤٦٨	٤٩٢	٥١٠	٣٩٠	٤٥٦	٣٦٦	٣٧٢	= ٣٤٨٦
المتوسطات	٧٢	٧٨	٨٢	٨٥	٦٥	٧٦	٦١	٦٢	= ٧٢,٦٣ المتوسط العام

لاحظ أن ظروف التجريب ٨ يعني ٨ مجموعات في كل مجموعة ستة أفراد تتعرض كل مجموعة لظرف تجريبي يختلف عن المجموعة الأخرى. والدرجات الموجودة في الجدول هي درجات المجموعات في الاختبار العملي تحت هذه الظروف التجريبية المختلفة.

لاحظ أيضاً أنه تم حساب متوسط كل مجموعة: يعني $\frac{٤٣٢}{٦}$ = ٧٢ هو

متوسط المجموعة الأولى تحت الظرف التجريبي أ، $\frac{٤٦٨}{٦}$ = ٧٨ وهو متوسط المجموعة الثانية تحت الظرف التجريبي ب. وهكذا.

لاحظ أيضاً أنه تم حساب المجموع الكلي للمجاميع = ٣٤٨٦

كما حسب أيضاً المتوسط العام = ٧٢,٦٣.

ولحساب النسبة الفائية هناك ثلاث خطوات رئيسية:

أ - حساب جمع المربعات Sums of Squares (نتبع الخطوات التالية)

١ - دليل التصحيح (د) Correction term

$$= \frac{\text{مربع جمع المجاميع}}{\text{العدد الكلي للمجموعات}} = \frac{(٣٤٨٦)^{٢}}{٤٨}$$

$$= ٢٥٣١٧١$$

٢ - المجموع الكلي للمربعات - مجموع مربعات الدرجات (٤٨ درجة) - د

$$= (٦٤^{٢} + ٧٢^{٢} + ٦٨^{٢} + ٧٧^{٢} + \cdots\cdots + ٧٠^{٢} + ٦٨^{٢}) - \text{د}$$

$$= ٢٦٢٣٦٤ - ٢٥٣١٧١ = ٩١٩٣$$

٣ - مجموع المربعات بين المتوسطات =

$$\frac{(٤٣٢)^{٢} + (٤٦٨)^{٢} + (٤٩٢)^{٢} + (٥١٠)^{٢} + (٣٩٠)^{٢} + (٤٥٦)^{٢} + (٣٦٦)^{٢} + (٣٧٢)^{٢}}{\text{٦ (عدد الأفراد في كل مجموع)}} - \text{د}$$

$$= \frac{١٥٤٠١٨٨}{٦} - ٢٥٣١٧١ = ٣٥٢٧$$

٤ - مجموع المربعات داخل المجموعات (الظروف التجريبية) = (الفروق الفردية)

= المجموع الكلي للمربعات (خطوة رقم ٢) - مجموع المربعات من المتوسطات (رقم ٣)

$$= ٩١٩٣ - ٣٥٢٧ = ٥٦٦٦$$

د ـ تحليل التباين (بناء على الخطوة الرئيسية م)

مصدر التباين بين	درجات الطلاقة	مجموع المربعات	التباين	الانحراف المعياري
متوسطات المجموعات (الظروف التجريبية) (٨ − ١)	٧	٣٥٢٧	٥٠٣,٩	
داخل المجموعات (الظروف التجريبية) (٦ − ١) × ٨ أو (٤٨ − ٨)	٤٠	٥٦٦٦	١٤١,٧	١١,٩

$$\text{النسبة الفائية ف} = \frac{٥٠٣,٩}{١٤١,٧} = ٣,٥٦$$

(لاحظ أن ف تحسب بقسمة التباين الكبير ÷ التباين الصغير)

وبالرجوع إلى جداول ف: حيث درجات الطلاقة (١) = ٧

درجات الطلاقة (٢) = ٤٠

(مع ملاحظة التباين الأصغر والتباين الأكبر)

نجد أن ف = ٣,٥٦ دالة احصائياً عند مستوى أقل من ٠١, إذ أن القيمة عند ٠٥, = ٢,٢٦ وعنه ٠١, = ٣,١٤

هـ ـ في حالة الدلالة الاحصائية لقيمة النسبة الفائية ف لا بد أن نبحث في الدلالة بين كل متوسطين من المتوسطات الثمانية وذلك باستخدام الأداة الإحصائية ت (أو النسبة الحرجة).

لاحظ أن أكبر الفروق موجودة بين متوسط المجموعة د والمجموعة ن (٨٥ − ٦١)

وأصغر الفروق موجود بين متوسط المجموعة ع والمجموعة ن (٦٢ − ٦١)

لاحظ أيضاً أنه في حساب النسبة الحرجة أو النسبة الثانية يمكنك أن تحسب الخطأ المعياري لأي متوسط من المتوسطات الثمانية كما يلي:

$$\text{الخطأ المعياري لأي متوسط} = \frac{١١,٩}{\sqrt{٦}} = ٤,٨٦$$

حيث ١١,٩ هو الانحراف المعياري الموضح في الجدول أعلاه ويساوي الجذر التربيعي للتباين داخل المجموعات أو الظروف التجريبية (١٤١,٧) كما أنه يمكن حساب الخطأ المعياري **للفرق بين أي متوسطين** كما يلي:

$$\text{الخطأ المعياري للفرق بين أي متوسطين} = \text{الانحراف المعياري} \sqrt{\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢}}$$

$$= ١١,٩ \sqrt{\frac{١}{٦} + \frac{١}{٦}} = ٦,٨٧$$

وبالتالي يمكن حساب ت لكل متوسطين والكشف عنها في الجداول الخاصة بذلك.

نود أن نلفت نظر القارىء إلى أن حساب الدرجة الفائية يعتبر خطوة عامة للتأكد من وجود فروق جوهرية بين مجموعة من المتوسطات فإذا لم تكن ف دالة إحصائياً فلا داعي إذن في مقارنة كل متوسطين، وأما إذا كانت ف دالة احصائياً فسوف نستمر في البحث عن الدلالة الإحصائية للفرق بين كل متوسطين كما أشرنا في الفقرة السابقة.

ثانياً ـ عندما تكون المتوسطات مرتبطة:

أي عندما تكون المتوسطات مشتقة من مجموعة واحدة طبق عليها اختبار واحدة لعدة مرات متتالية. والمطلوب البحث عن الدلالة الاحصائية للفرق بين متوسطات هذه المرات.

وسوف نعود إلى مثال سابق الخاص باختبار المهارة اليدوية وتدريب مجموعة من الطلاب عددها ١٢. حيث رصدنا درجاتهم على الاختبار قبل التدريب ودرجاتهم غلى نفس الاختبار بعد التدريب ـ وللسهولة سوف نحسب النسبة الفائية لهذا التوزيع

ونستعيد الجدول على النحو التالي:

	قبل التدريب	بعد التدريب
	٥٠	٦٢
	٤٢	٤٠
	٥١	٦١
	٢٦	٣٥
	٣٥	٣٠
	٤٢	٥٢
	٦٠	٦٨
	٤١	٥١
	٧٠	٨٤
	٥٥	٦٣
	٦٢	٧٢
	٣٨	٥٠
مج	٥٧٢	٦٨٨

ثم نقوم بالخطوات على النحو التالي:

١ - دليل التصحيح د = $\frac{(٥٧٢ + ٦٨٨)^{٢}}{١٢ + ١٢} = \frac{(١٣٤٠)^{٢}}{٢٤} = ٦٤٠٦٦,٦٧$

٢ - المجموع الكلي للمربعات = $٥٠^{٢} + ٤٢^{٢} + ٠٠٠٠ + ٧٢^{٢} + ٥٠^{٢}$ − د

$= ٦٨٩٥٢ - ٦٤٠٦٦,٦٧ = ٤٨٨٥,٣٣$

٣ - مجموع المربعات بين المتوسطات = $\frac{(٥٧٢)^{٢} + (٦٦٨)^{٢}}{١٢ \text{ (عدد الافراد في كل مجموعة)}}$ − د

٤ - مجموع المربعات بين الأفراد = [(٥٠ + ٦٢)^٢ + (٤٢ + ٤٠)^٢ + ... + (٣٨ + ٥٠)^٢] ÷ ٢ − د

لاحظ أن (٥٠ + ٦٢)^٢ هي مربع مجموع درجتي الفرد الأول في التطبيق وهكذا....

= ٦٨٣٩١ − ٦٤٠٦٦,٦٧ = ٤٣٢٤,٣٣

٥ - مجموع مربعات التفاعل = ٤٨٨٥,٣٣ − (٣٨٤ + ٤٣٢٤,٣٣) = ١٧٧

ويقصد بالتفاعل كل ما يتبقى بعد استبعاد أثر الظروف التجريبية والفروق الفردية من المجموع الكلي للمربعات. ويدل هذا التفاعل على ميل أداء الفرد للاختلاف باختلاف التطبيقات أو بمعنى آخر بدل على العوامل التي لا يمكن أن تعزى إلى الأفراد فقط أو ظروف التجريب فقط ولكن يمكن أن تعزى لكليهما (الأفراد وظروف التجريب) معاً.

٦ - تحليل التباين (بناء على ما سبق)

مصدر التباين	درجات الطلاقة	مجموع المربعات	التباين	الانحراف المعياري
بين التطبيقات	١	٣٨٤	٣٨٤	
بين الأفراد	١١ (١٢ − ١)	٤٣٢٤,٣٣	٣٩٣,١٢	
التفاعل	١١	١٧٧	١٦,٠٩	٤,٠١

النسبة الفائية للتطبيقات = ٣٨٤ ÷ ١٦,٠٩ = ٢٣,٨٧

النسبة الفائية للأفراد = ٣٩٣,١٢ ÷ ١٦,٠٩ = ٢٤,٤٣

وبالرجوع إلى جداول ف حيث درجات الطلاقة بالنسبة للتطبيقات هي ١ ، ١١ نجد أن قيمة ف وهي ٢٣,٨٧ دالة عن مستوى أقل من ٠,٠١ أي أن الفرق بين التطبيقات (الظروف التجريبية) ذات دلالة إحصائية.

وبالرجوع أيضاً إلى جداول ف حيث درجات الطلاقة بالنسبة للأفراد هي ١١ ، ١١ نجد أن قيمة ف وهي ٢٤,٤٣ دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١. أي أن الفروق بين الأفراد ذات دلالة إحصائية.

(لاحظ أن النسبة الفائية تحسب بقسمة التباين الكبير ÷ التباين الصغير) لاحظ أيضاً وجود مفهوم التفاعل وتباين التفاعل في حالة البحث عن دلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة.

الارتباط في مستوى الوحدات المتساوية

سبق أن أشرنا إلى حساب معامل الارتباط عند الحديث عن خصائص الأرقام والارتباط بين الأرقام وهذا المعامل هو معامل بيرسون **Product Moment** لارتباط حاصل العزوم (انظر الفصل الأول) وقد قلنا أن هذا المعامل يستخدم للدلالة على العلاقة بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة خطية.

ثم تحدثنا كذلك عن نسبة الارتباط إيتا[٢] ودلالتها على الارتباط بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة غير خطية.

وفي الفقرات التالية سوف نستعرض كيف يمكن أن نستنتج قيمة أحد المتغيرين من الآخر عن طريق معادلتي الانحدار التي تعتمد على معامل الارتباط. أو بمعنى آخر معرفة قيمة س من ص، ص من س حيث أن س، ص متغيرين يرتبطان بمقدار $r_{س.ص}$.

فإذا أردنا أن نستنتج قيمة ص من س فإننا نطبق المعادلة التالية:

$$\bar{\text{ص}} = \text{ر}_{\text{س . ص}} \times \frac{\text{ع ص}}{\text{ع س}} \times \bar{\text{س}}$$

حيث $\bar{\text{ص}}$ هي درجة ص الانحرافية أي الانحراف عن متوسط ص

$\bar{\text{س}}$ هي درجة س الانحرافية أي الانحراف عن متوسط س

ع ص الانحراف المعياري لتوزيع ص، ع س الانحراف المعياري لتوزيع س

$\text{ر}_{\text{س . ص}}$ معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص.

ففي حالة دراسة العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) في عينة كبيرة من الأفراد وجدت النتائج التالية:

م س = ١٣٦   ع س = ١٥

م ص = ٦٦   ع ص = ٣

$\text{ر}_{\text{س . ص}}$ = ٠,٧

وعليه يمكن استنتاج قيمة ص من س ينطبق القانون السابق كما يلي:

$$\bar{\text{ص}} = ٫٧ \times \frac{٣}{١٥} \text{ ، } \bar{\text{س}}$$

$$= ٫١٤ \text{ و } \text{س}$$

وهذا يعني أنه إذا تغيرت قيمة س بمقدار ± ١ (عن المتوسط) فإن ص سوف تتغير بمقدار ± ١٤, (عن المتوسط) وعلى ذلك فإنه يمكن القول بأن الدرجة ١٣٧ (١٣٦ + ١) على المتغير س غالباً ما نقابل الدرجة ٦٦,١٤ (٦٦ + ١٤,) على المتغير ص. كما يمكن أيضاً استنتاج قيمة س من ص بتطبيق القانون التالي:

$$\bar{\text{س}} = \text{ر}_{\text{س.ص}} \times \frac{\text{ع}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{ص}}} \times \bar{\text{ص}}$$

$$\text{أي أن } \bar{\text{س}} = ٠{,}٧ \times \frac{١٥}{٣} \times \bar{\text{ص}}$$

$$= ٣{,}٥$$

وهذا يعني أنه إذا تغيرت قيمة ص بمقدار $\pm$١ (عن المتوسط) فإن قيمة س سوف تتغير بمقدار $\pm$٣,٥ عن المتوسط أي أن الدرجة ٦٧ (٦٦ + ١) على المتغير ص غالباً ما تقابل الدرجة ١٣٩,٥ (١٣٦ + ٣,٥) على المتغير س.

أنواع أخرى من معاملات الارتباط

١ - معامل الارتباط ثنائي التسلسل Biserial

عند معالجتنا الاحصائية لمقياس من مقياس الوحدات المتساوية نواجه في كثير من الأحيان بمواقف تستدعي أن نبحث في العلاقة بين هذا النوع من المقاييس ومقياس آخر يمكن أن تصنف وحداته في صنفين، مثل إيجاد العلاقة بين درجات أختبار في الذكاء (كمقياس من مقايس الوحدات المتساوية) ودرجات اختبار في التكيف الاجتماعي (حيث يمكن أن تصنف المجموعة إلى متكيفين اجتماعياً وغير متكيفين). ومع ملاحظة أنه **إذا أمكن أن نفترض أن «التكيف الإجتماعي»** كخاصية شخصية يمكن **أن تتوزع إعتدالياً** إذا توفرت الوسائل لقياسها بدقة تامة، فإنه يمكن في هذه الحالة أن نستخدم معامل الارتباط ثنائي التسلسل لإيجاد العلاقة بين المتغيرين.

ولنأخذ المثال التالي لتوضيح استخدام هذا المعامل:

لنفرض أننا طبقنا اختباراً في القدرة الميكانيكية على مجموعة مكونة من ١٤٥ طالباً جامعياً ونحن نعلم ان من هؤلاء ٢١ طالباً من قسم الهندسة

الميكانيكية بالجامعة. فهل هناك علاقة بين نوع الدراسة (التدريب) ودرجات اختبار القدرة الميكانيكية؟

ولذلك نحسب معامل الارتباط ثنائي التسلسل على النحو التالي:

نطبق القانون التالي:

$$\text{معامل الارتباط ثنائي التسلسل} = \frac{م_1 - م_2}{ع} \times \frac{ن_1 \times ن_2}{ى}$$

حيث $م_1$ = متوسط المجموعة ذات التدريب السابق

$م_2$ = متوسط المجموعة الأخرى

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الكلية

$ن_1$ = نسبة المجموعة المدربة إلى المجموعة الكلية

$ن_2$ = نسبة المجموعة الأخرى إلى المجموعة الكلية

ى = ارتفاع المنحنى الإعتدالي حيث تنقسم المجموعة الكلية إلى $ن_1$، $ن_2$ (يحصل عليها من الجدول)

ونجهز البيانات كما يلي:

متوسط المجموعة الكلية (١٤٥ طالباً) = ٧١,٣٥

الانحراف المعياري للمجموعة الكلية = ٨,٨ ع

متوسط المجموعة المدربة (٢١ طالباً) = ٧٧ $م_1$

متوسط المجموعة الأخرى (١٢٤ طالباً) = ٧٠,٣٩ $م_2$

نسبة المجموعة الأولى إلى المجموع الكلي = $\frac{٢١}{١٤٥}$ = ٠,١٤٥ (النسبة المئوية ١٤,٥٪)

نسبة المجموعة الثانية إلى المجموع الكلي = $\frac{١٢٤}{١٤٥}$ = ٠,٨٥٥ (النسبة المئوية ٨٥,٥٪)

ى = ٠,٢٢٨

حيث تم الحصول عليها من الجدول (ى) بعد تصور المنحنى الاعتدالي حيث ٥٠ ٪ تمثل نصف المساحة الأعلى وعليه نطرح ٥٠ - ١٤,٥ = ٣٥,٥ أي بطرح النسبة الأعلى (من المتوسط) - نسبة المدربين. وبناء على الناتج (٣٥,٥) نبحث في الجدول لإيجاد إرتفاع المنحنى.

في هذه الحالة نأخذ القيمة المتوسطة للقيمة المقابلة للنسبة ٣٥، والقيمة المقابلة للنسبة ٣٦

(أي $\frac{\text{٠,٢٣٣} + \text{,٢٢٣}}{\text{٢}} = \text{٠,٢٢٨}$)

∴ معامل الارتباط المطلوب $= \frac{\text{٧٧} - \text{٧١,٣٥}}{\text{٨,٨}} \times \frac{\text{,١٤٥} \times \text{٠,٨٥٥}}{\text{٠,٢٢٨}} = \text{٠,٤١}$

حيث يمكن ان نقول إن من المحتمل ان تكون هناك علاقة قوية بين التدريب السابق (طلبة قسم الهندسة الميكانيكي) ودرجات اختبار في القدرة الميكانيكية:

ملحوظة: هناك قانون آخر لحساب معامل الارتباط ثنائي التسلسل وهو

معامل الارتباط $= \frac{\text{م}_{\text{١}} - \text{م}}{\text{ع}} \times \frac{\text{ن}_{\text{١}}}{\text{ى}}$

حيث م هي متوسط المجموعة الكلية = ٧١,٣٥

ويتطبق القانون:

$$\frac{\text{٧٧} - \text{٧١,٣٥}}{\text{٨,٨}} \times \frac{\text{,١٤٥}}{\text{٠,٢٢٨}} = \text{٠,٤١}$$

جدول (ى) لإيجاد ارتفاع المنحنى الاعتدالي عند نقطة ما

س~ = المساحة ابتعاداً عن المتوسط (يعني ٥٠ ٪ – النسبة المئوية للمجموعة المدربة)

ى = قيمة الإرتفاع

س~	ى	س~	ى	س~	ى	س~	ى
,٠٠	٠,٣٩٩	,١٤	٠,٣٧٤	,٢٨	٠,٢٩٦	٠,٤٢	٠,١٤٩
,٠١	٠,٣٩٩	,١٥	٠,٣٧٠	,٢٩	٠,٢٨٨	٠,٤٣	٠,١٣٤
,٠٢	٠,٣٩٨	,١٦	٠,٣٦٦	,٣٠	٠,٢٨٠	٠,٤٤	٠,١١٩
,٠٣	٠,٣٩٨	,١٧	٠,٣٦٢	٠,٣١	٠,٢٧١	٠,٤٥	٠,١٠٣
,٠٤	٠,٣٩٧	,١٨	٠,٣٥٨	٠,٣٢	٠,٢٦٢	,٤٦	,٠٨٦
,٠٥	٠,٣٩٦	,١٩	٠,٣٥٣	٠,٣٣	٠,٢٥٣	,٤٧	,٠٦٨
,٠٦	٠,٣٩٤	,٢٠	٠,٣٤٨	,٣٤	٠,٢٤٣	٠,٤٨	,٠٤٨
,٠٧	٠,٣٩٣	,٢١	٠,٣٤٢	٠,٣٥	٠,٢٣٣	٠,٤٩	,٠٢٧
,٠٨	٠,٣٩١	,٢٢	٠,٣٣٧	٠,٣٦	٠,٢٢٣	٠,٥٠	صفر
,٠٩	٠,٣٨٩	,٢٣	٠,٣٣١	,٣٧	٠,٢١٢		
,١٠	٠,٣٨٦	,٢٤	٠,٣٢٤	,٣٨	,٢٠٠		
,١١	٠,٣٨٤	,٢٥	٠,٣١٨	,٣٩	٠,١٨٨		
,١٢	٠,٣٨١	,٢٦	٠,٣١١	,٤٠	٠,١٧٦		
,١٣	٠,٣٧٨	,٢٧	٠,٣٠٤	٠,٤١	٠,١٦٢		

٢ ـ معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص Point biserial

لاحظنا أن في حالة معامل الارتباط ثنائي التسلسل أن أحد المتغيرين من المتغيرات المستمرة (درجات الاختبار على القدرة الميكانيكية) في حين أن المتغير الثاني على الرغم من قبوله للتصنيف الثنائي إلا أنه يمكن تقبل كذلك افتراض التوزيع الاعتدالي (التدريب في قسم الهندسة الميكانيكية)، أما في

هذه الحالة فإن التصنيف الثنائي هو ثنائي حقيقي وقطعي مثل (نعم) أو (لا)، (١)، (١) و (صح)، (خطأ) بحيث لا يمكن افتراض التوزيع الاعتدالي.

ولنأخذ المثال التالي:

لنفترض أننا طبقنا اختباراً من اختبارات القدرات على مجموعة مكونة من (١٥) فرداً بحيث أن الإجابة على كل سؤال إما صحيحة فنعطي درجة واحدة أو خاطئة فتعطى صفراً.

والمطلوب إيجاد معامل الارتباط بين درجات المجموعة على الاختبار ككل وبين درجات المجموعة على السؤال رقم (٢٠) مثلاً

وحيث أن أحد المتغيرين يتوزع اعتدالياً (درجات المجموعة على الاختبار ككل إذ أنه من اختبارات القدرات) والمتغير الثاني متغير ثنائي حقيقي أو قطعي (صفر أو ١) أي لا يقبل افتراض التوزيع الاعتدالي؛ فإنه لحساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين نحسب معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص.

وذلك بتطبيق القانون:

$$\text{معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص} = \frac{م_{١} - م_{٢}}{ع} \times \sqrt{ن_{١} \times ن_{٢}}$$

حيث $م_{١}$ متوسط درجات الاختبار ككل للمجموعة الأولى (النـاجحين في السؤال رقم ٢٠)

$م_{٢}$ متوسط درجات الاختبار ككـل للمجمـوعـة الثـانيـة (غير الناجحين من السؤال رقم ٢٠)

ع الانحراف المعياري لدرجات المجموعة الكليـة على الاختبـار ككل

ه نسبة الناجحين من السؤال رقم ٢٠ إلى العدد الكلي للأفراد

ه ٢ نسبة غير الناجحين من السؤال ٢٠ إلى العدد الكلي للأفراد

وسوف نجهز البيانات فيما يلي:

الأفراد	درجات الاختبار الكلية	الدرجة على السؤال رقم ٢٠
١	٢٥	١
٢	٢٣	١
٣	١٨	صفر
٤	٢٤	صفر
٥	٢٣	١
٦	٢٠	صفر
٧	١٩	صفر
٨	٢٢	١
٩	٢١	١
١٠	٢٣	١
١١	٢١	صفر
١٢	٢٠	صفر
١٣	٢١	١
١٤	٢١	١
١٥	٢٢	١

عدد الناجحين في السؤال رقم ٢٠ (الحاصلين على ١) = ٩ (مجموعة ١)

عدد غير الناجحين في السؤال رقم ٢٠ (الحاصلين على صفر) = ٦ (مجموعة ٢)

م ١ (متوسط المجموعة ١) = $\frac{٢٠١}{٩}$ = ٢٢,٣٣

$\text{ص}_{٢}$ (متوسط المجموعة ٢) = $\frac{١٢٢}{٦}$ = ٢٠,٣٣

$\text{ع} = ١,٨٢$

$\text{ن}_{١} = \frac{٩}{١٥} = ,٦$ $\qquad$ $\text{ن}_{١} = \frac{٦}{١٥} = ٠,٤$

وبتطبيق القانون:

$$\text{معامل الارتباط المطلوب} = \frac{٢٢,٣٣ - ٢٠,٣٣}{١,٨٢} \times \sqrt{,٤,٦} = ٠,٥٤$$

وهذا يوضح أن هناك علاقة قوية إلى حد واضح بين السؤال رقم ٢٠ والاختبار ككل.

٣ - معامل الارتباط الجزئي

في كثير من الأحيان ترتبط ظاهرتان ارتباطاً موجباً ولا يكون هناك تعليل لهذا الارتباط سوى وجود ظاهرة ثالثة تربط بينهما.

فمعامل الارتباط بين الطول ودرجات الذكاء مثلاً في مجموعة أطفال بين سن السادسة والخامسة عشرة من المحتمل أن يكون موجباً بدرجة واضحة والتفسير القريب لهذا الارتباط هو وجود النضج أو النمو كعامل مشترك بين هذين المتغيرين. فإذا أردنا أن نحسب العلاقة بين أي متغيرين مع بقاء المتغير الثالث ثابتاً فإن ذلك سوف يستدعي (احصائياً) استخدام معامل الارتباط الجزئي ويمكن استخدام القانون التالي:

$$\text{ر}_{٢١.٣} = \frac{\text{ر}_{٢١} - \text{ر}_{٣١}\,\text{ر}_{٣٢}}{\sqrt{١ - \text{ر}_{٣١}^{٢}}\ \sqrt{١ - \text{ر}_{٣٢}^{٢}}}$$

حيث $ر_{12.3}$ هو معامل الارتباط بين المتغير (١) والمتغير (٢) في حالة ثبات المتغير (٣)

$ر_{12}$ معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢

$ر_{23}$ معامل الارتباط من المتغير ٢ والمتغير ٣

وبالمثل فإن:

$$ر_{13.2} = \frac{ر_{13} - ر_{12}\, ر_{23}}{\sqrt{1 - ر_{12}^{2}}\ \sqrt{1 - ر_{23}^{2}}}$$

حيث $ر_{13.2}$ معامل الارتباط بين المتغير (١) والمتغير (٣) في حالة ثبات المتغير (٢)

$$ر_{23.1} = \frac{ر_{23} - ر_{12}\, ر_{13}}{\sqrt{1 - ر_{12}^{2}}\ \sqrt{1 - ر_{13}^{2}}}$$ أو

حيث $ر_{23.1}$ معامل الارتباط بين المتغير (٢) والمتغير (٣) في حالة ثبات المتغير (١)

ولنأخذ المثال التالي:

المتغير الاول (١) التفوق الدراسي

المتغير الثاني (٢) الذكاء العام

المتغير المتغير الثالث (٣) عدد ساعات الاستذكار في الاسبوع

$ر_{12}$ = ,٦٠ $ر_{13}$ = ٠,٣٢ $ر_{23}$ = - ٠,٣٥

وعليه فإن الارتباط بين التفوق الدراس والذكاء في حالة ثبات عدد ساعات الاستذكار

$$\sqrt{}_{١٢٠٣} = \frac{,٦ - ,٣٢ \times - ,٣٥}{\sqrt{١ - (,٣٢)^{٢}}\sqrt{١ - (- ,٣٥)^{٢}}} = ,٨$$

ومعامل الارتباط بين التفوق الدراس (١) وعدد ساعات الاستذكار (٣) في حالة ثبات درجة الذكاء العام =

$$\sqrt{}_{١٣٠٢} = \frac{,٣٢ - ,٦ \times - ٠,٣٥}{\sqrt{١ - (,٦)^{٢}}\sqrt{١ - (- ٣٥)^{٢}}} = ٠,٧١$$

وبالمثل فإن معامل الارتباط بين الذكاء العام وعدد ساعات الاستذكار في حالة ثبات التفوق الدراس يساوي:

$$\sqrt{}_{٢٣٠١} = \frac{- ,٣٥ - ,٦ \times ,٣٢}{\sqrt{١ - (,٦)^{٢}}\sqrt{١ - (,٣٢)^{٢}}} = - ٠,٧٢$$

والحقيقة أن حساب معاملات الارتباط الجزئية تؤدي إلى الانحدار المتعدد وحساب معامل الارتباط المتعدد والتبؤ. ويمكن الرجوع إلى ذلك في المراجع الخاصة بالإحصاء **السيكلوجي**.

رابعاً مقياس النسبة Ratio Scale

وهذا النوع من المقاييس لا يستخدم حقيقة في العلوم السلوكية نظراً لأن له صفراً مطلقاً (حقيقياً) وليس صفراً نسبياً كما سبق وأوضحنا في مستوى الوحدات المتساوية من القياس. والصفر الحقيقي أو المطلق يعني انعدام الظاهرة نهائياً وهذا أمر لا يمكن التسليم به في قياس الظواهر السلوكية عامة والنفسية على وجه الخصوص. ويستخدم هذا المستوى من القياس في العلوم الطبيعية مثل قياس الأطوال والأوزان وغير ذلك من المتغيرات التي يمكن التسليم بانعدام وجودها عند نقطة ما.

ويمكن بهذا المستوى من القياس أن نحدد النسبة بين أي درجتين أو مقياسين بدقة تامة إذ أن الوحدات متساوية تساوياً حقيقياً.

جداول ت للكشف عن الدلالة الإحصائية

درجات الطلاقة	قيمة ت	عند مستوى الدلالة		درجات الطلاقة	قيمة ت		
	,٠٥	,٠٢	,٠١		,٠٥	,٠٢	,٠١
١	١٢,٧١	٣١,٨٢	٦٣,٦٦	٣٥	٢,٠٢	٢,٤٤	٢,٧٢
٢	٤,٣٠	٦,٩٦	٩,٩٢	٤٠	٢,٠٢	٢,٤٢	٢,٧١
٣	٣,١٨	٤,٥٤	٥,٨٤	٤٥	٢,٠٢	٢,٤١	٢,٦٩
٤	٢,٧٨	٣,٧٥	٤,٦٠	٥٠	٢,٠١	٢,٤٠	٢٠٦٨
٥	٢,٥٧	٣,٣٦	٤,٠٣	٦٠	٢,٠٠	٢,٣٩	٢,٦٦
٦	٢,٤٥	٣,١٤	٣,٧١	٧٠	٢,٠٠	٢,٣٨	٢,٦٤
٧	٢,٣٦	٣,٠٠	٣,٥٠	٨٠	١,٩٩	٢,٣٨	٢,٦٤
٨	٢,٣١	٢,٩٠	٣,٣٦	٩٠	١,٩٩	٢,٣٧	٢,٦٣
٩	٢,٢٦	٢,٨٢	٣,٢٥	١٠٠	١,٩٨	٢,٣٦	٢,٦٣
١٠	٢,٢٣	٢,٧٦	٣,١٧	١٢٥	١,٩٨	٢,٣٦	٢,٦٢
١١	٢,١٨	٢,٦٨	٣,٠٦	٢٠٠	١,٩٧	٢,٣٥	٢,٦٠
١٣	٢,١٦	٢,٦٥	٣,٠١	٣٠٠	١,٩٧	٢,٣٤	٢,٥٩
١٤	٢,١٤	٢,٦٢	٢,٩٨	٤٠٠	١,٩٧	٢,٣٤	٢,٥٩
١٥	٢,١٣	٢,٦٠	٢,٩٥	٥٠٠	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٩
١٦	٢,١٢	٢,٥٨	٢,٩٢	١٠٠٠	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٨
١٧	٢,١١	٢,٥٧	٢,٩٠	∞	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٨
١٨	٢,١٠	٢,٥٥	٢,٨٨				
١٩	٢,٠٩	٢,٥٤	٢,٨٦				

٢٠	٢,٠٩	٢,٥٣	٢,٨٤	**ملحوظة:** لأن تكون نتيجة ت ذات دلالة
٢١	٢,٠٨	٢,٥٢	٢,٨٣	إحصائية لا بد أن تكون مساوية للقيمة
٢٢	٢,٠٧	٢,٥١	٢,٨٢	المسجلة في الجدول ١ وأكبر منها
٢٣	٢,٠٧	٢,٥٠	٢,٨١	
٢٤	٢,٠٦	٢,٤٩	٢,٨٠	
٢٥	٢,٠٦	٢,٤٨	٢,٧٩	
٢٦	٢,٠٦	٢,٤٨	٢,٧٨	
٢٧	٢,٠٥	٢,٤٧	٢,٧٧	
٢٨	٢,٠٥	٢,٤٧	٢,٧٦	
٢٩	٢,٠٤	٢,٤٦	٢,٧٦	
٣٠	٢,٠٤	٢,٤٦	٢,٧٥	

جداول تحويل معامل ارتباط بيرسون ر
إلى معامل فيشر Z (المعامل اللوغاريتمي) ز

ر	ر	ر	ز	ر	
,٢٥	,٢٦	٠,٥٥	,٦٢	,٨٥	١,٢٦
,٢٦	,٢٧	٠,٥٦	٠,٦٣	٠,٨٦	١,٢٩
,٢٧	,٢٨	٠,٥٧	,٦٥	,٨٧	١,٣٣
,٢٨	,٢٩	,٥٨	٠,٦٦	,٨٨	١,٣٨
,٢٩	,٣٠	٠,٥٩	٠,٦٨	,٨٩	١,٤٢
,٣٠	,٣١	,٦٠	,٦٩	,٩٠	١,٤٧
٠,٣١	,٣٢	,٦١	٠,٧١	,٩٠٥	١,٥٠
٠,٣٢	,٣٣	,٦٢	٠,٧٣	,٩١٠	١,٥٣
٠,٣٣	,٣٤	,٦٣	٠,٧٤	,٩١٥	١,٥٦
٠,٣٤	,٣٥	,٦٤	٠,٧٦	,٩٢٠	١,٥٩

٠,٣٥	,٣٧	,٦٥	,٧٨	,٩٢٥	١,٦٢
٠,٣٦	,٣٨	٠,٦٦	٠,٧٩	,٩٣٠	١,٦٦
٠,٣٧	,٣٩	٠,٦٧	,٨١	,٩٣٥	١,٧٠
٠,٣٨	,٤٠	,٦٨	,٨٣	,٩٤٠	١,٧٤
٠,٣٩	,٤١	,٦٩	,٨٥	,٩٤٥	١,٧٨
٠,٤٠	,٤٢	,٧٠	,٨٧	,٩٥٠	١,٨٣
٠,٤١	,٤٤	,٧١	,٨٩	,٩٥٥	١,٨٩
٠,٤٢	,٤٥	,٧٢	,٩١	,٩٦٠	١,٩٥
٠,٤٣	,٤٦	,٧٣	,٩٣	,٩٦٥	٢,٠١
,٤٤	,٤٧	,٧٤	,٩٥	,٩٧٠	٢,٠٩
٠,٤٥	,٤٨	,٧٥	,٩٧	,٩٧٥	٢,١٨
٠,٤٦	,٥٠	,٧٦	١,٠٠	,٩٨٠	٢,٣٠
٠,٤٧	,٥١	,٧٧	١,٠٢	,٩٨٥	٢,٤٤
٠,٤٨	,٥٢	٠,٧٨	١,٠٥	,٩٩٠	٢,٦٥
٠,٤٩	,٥٤	,٧٩	١,٠٧	,٩٩٥	٢,٩٩
٠,٥٠	,٥٥	,٨٠	١,١٠		
٠,٥١	,٥٦	,٨١	١,١٣		
,٥٢	,٥٨	,٨٢	١,١٦		
,٥٣	,٥٩	,٨٣	١,١٩		
٠,٥٤	,٦٠	,٨٤	١,٢٢		

+ في حالة ما تكون قيمة ✔ أقل من ٢٥, يمكن اعتبارها مساوية لمعامل فيشر دون الحاجة إلى جداول للتحويل.

جداول الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط (ر)

درجات الطلاقة	قيمة ر عند مستوى الدلالة		درجات الطلاقة	قيمة ر عند مستوى الدلالة	
ن − ٢	,٠٥	,٠١	ن − ٢	,٠٥	,٠١
١	٠,٩٩٧	١,٠٠٠	٢٢	٠,٤٠٤	٠,٥١٥
٢	٠,٩٥٠	٠,٩٩٠	٢٣	٠,٣٩٦	٠,٥٠٥
٣	٠,٨٧٨	٠,٩٥٩	٢٤	٠,٣٨٨	٠,٤٩٦
٤	٠,٨١١	٠,٩١٧	٢٥	٠,٣٨١	٠,٤٨٧
٥	٠,٧٥٤	٠,٨٧٤	٢٦	٠,٣٧٤	٠,٤٧٨
٦	٠,٧٠٧	٠,٨٣٤	٢٧	٠,٣٦٧	٠,٤٧٠
٧	٠,٦٦٦	٠,٧٩٨	٢٨	٠,٣٦١	٠,٤٦٣
٨	٠,٦٣٢	٠,٧٦٥	٢٩	٠,٣٥٥	٠,٤٥٦
٩	٠,٦٠٢	٠,٧٣٥	٣٠	٠,٣٤٩	٠,٤٤٩
١٠	٠,٥٧٦	٠,٧٠٨	٣٥	٠,٣٢٥	٠,٤١٨
١١	٠,٥٥٣	٠,٦٨٤	٤٠	٠,٣٠٤	٠,٣٩٣
١٢	٠,٥٣٢	٠,٦٦١	٤٥	٠,٢٨٨	٠,٣٧٢
١٣	٠,٥١٤	٠,٦٤١	٥٠	٠,٢٧٣	٠,٣٥٤
١٤	٠,٤٩٧	٠,٦٢٣	٦٠	٠,٢٥٠	٠,٣٢٥
١٥	٠,٤٨٢	٠,٦٠٦	٧٠	٠,٢٣٢	٠,٣٠٢
١٦	٠,٤٦٨	,٥٩٠	٨٠	٠,٣١٧	٠,٢٨٣
١٧	٠,٤٥٦	٠,٥٧٥	٩٠	٠,٢٠٥	٠,٢٦٧
١٨	٠,٤٤٤	٠,٥٦١	١٠٠	٠,١٩٥	,٢٤٥
١٩	٠,٤٣٣	,٥٤٩	١٢٥	٠,١٧٤	٠,٢٢٨
٢٠	٠,٤٢٣	٠,٥٣٧	١٥٠	٠,١٥٩	٠,٢٠٨
٢١	٠,٤١٣	٠,٥٢٦	٢٠٠	٠,١٣٨	٠,١٨١

٣٠٠	٠,١١٣	٠,١٤٨	
٤٠٠	,٠٩٨	٠,١٢٨	
٥٠٠	,٠٨٨	٠,١١٥	
١٠٠٠	,٠٦٢	,٠٨١	

المراجع

١ - رمزية الغريب التقويم والقياس النفسي والتربوي الانجلو المصرية ١٩٧٠

٢ - فؤاد البهي السيد الإحصاء وقياس العقل البشري دار الفكر العربي ١٩٧١.

3 – Edwards, A.L. Experimental design in psychological research, Holt, Rinehant, Winston, 1950.

4 – Guilford, J.P. Psychometric methods, Mc Graw-Hill, 1956.

5 – Grullikson, H., Theory of mental tests, Wiley 1967.

6 – Maxwell, A.e., Basic statistics in behavioural research, Penguin Science of behaviour, 1970

7 – Robson, c, Experiment design and statistics in Psychology Penguin modern Psychology texts, 1973

8 – Siegel, S, Nonparametric Statistics for the behavioural sciences, Mc Graw Hill, 1956.

الفصل الثالث

أدوات القياس في علم النفس

التحليل والبناء

إن الحديث عن أدوات القياس في علم النفس يصرف الذهن مباشرة الى الإختبارات التي تستخدم عادة في قياس الذكاء أو القدرات العقلية الأخرى وكذلك الاسئلة التي يمكن عن طريقها معرفة اتجاهات الناس نحو قضايا معينة أو الاستدلال على خصائصهم الشخصية.

والحقيقة أن أداة القياس في ميدان علم النفس كعلم سلوكي يمكن أن تعرف على (١) على أنها مجموعة من البنود أو الاسئلة (أو المواقف) التي تمثل القدرة أو السمة أو الخاصية المطلوب قياسها. وعلى هذا فإنه يمكن القول بأن هذه الاداة إنما تمثل عينة من مكونات هذه القدرة أو الخاصية أو السمة وكلما كانت هذه العينة قادرة على تمثيل المجتمع الأصلي الذي أخذت منه (مكونات القدرة) كلما كانت هذه الأداة جيدة وصالحة ويمكن الاعتماد على نتائجها.

فأداة القياس المكونه من خمسة أسئلة أو خمسة بنود ليست جيدة بنفس القدر الذي يميز أداة أخرى مكونة من عشرين سؤالا أو عشرين بندا اذ أن (العينة) الثانية أصدق تمثيلا (للمجتمع الاصلي) من العينة الأولى.

وأداة القياس في علم النفس كذلك يجب أن تبنى بطريقة علمية موضوعية وتحلل نتائجها وتعالج بطريقة علمية موضوعية أيضا (٢) فعلى سبيل المثال لا يمكن أن نأخذ في اعتبارنا الانطباع الذي تحدثه ملامح الشخص كأداة لقياس ذكائه أو خصائص شخصيته إذ أن هذا (الانطباع) تنقصه الموضوعية والعلمية في البناء والتحليل.

ولسنا في حاجة إلى أن نبرهن على أهمية وضرورة وجود أدوات القياس في ميدان العلوم السلوكية إذ أن هذا الميدان في أشد الحاجة الى العلمية والموضوعية وخاصة في اتخاذ القرارات وهي قد تخص الكثير من الافراد والجماعات.

ويمكن أن نصنف أدوات القياس بصورة أولية اختيارية إلى نوعين رئيسين هما:

أ - الاختبار وهو عبارة عن مجموعة من الاسئلة أو البنود لكل منها اجابة واحدة صحيحة فقط. مثل اختبارات التحصيل أو اختبارات الذكاء والقدرات العقلية. وغير ذلك من الاختبارات التي تقيس مجموعة من الحقائق.

ب - الاستفتاء (الاستخبار) وهو عبارة عن مجموعة من الأسئلة أو البنود التي تدور حول موضوع واحد أو عدة مواضيع وليس لها اجابات صحيحة أو اجابات خاطئة. إذ أن المطلوب هو معرفة رأي الفرد أو نوعية استجابته في موقف من المواقف التي يمثلها ذلك السؤال أو البند. وبناء على ذلك فإن الأدوات التي سوف نتحدث عنها هي الاختبارات والاستفتاءات وما يمكن أن يشتق منها.

ونعود مرة أخرى لنصنف الاختبارات النفسية على النحو التالي:

- **اختبارات فردية** وهي الاختبارات التي تستخدم بصورة فردية حيث يتم تطبيقها عادة في مقابلة شخصية بين الفاحص والمفحوص وتحتاج بطبيعة

الحال إلى تعليمات من نوع خاص وإلى توضيح دائم لهذه التعليمات. وقد يتطلب هذا النوع من الاختبارات إلى ملاحظة الفاحص لأداء المفحوص في بعض المواقف والقيام بتسجيل هذه الملاحظة وتقييم هذا الاداء. ومن أمثلة الاختبارات الفردية اختبار بينيه في قياس الذكاء.

- **اختبارات جمعية** وهي الاختبارات التي يمكن تطبيقها على مجموعة من الافراد دفعة واحدة دون الحاجة إلى جلسة خاصة في مقابلة شخصية وعلى ذلك فإن من المتوقع أن تكون تعليمات هذا النوع من الاختبارات بسيطة وواضحة كما أن أداء الأفراد ليس من الداعي ملاحظته أو تقييمه أثناء تأدية الاختبار بل يتم تقييم الأداء بعد الانتهاء من الاختبار ككل. ومن أمثلة الاختبارات الجمعية اختبارات التحصيل المدرسي واختبار الذكاء العالي (السيد محمد خيري) واختبار الذكاء الجامعي للمؤلف.

- **اختبارات الأداء Performance** وهي الاختبارات التي تتطلب القيام بعمل ما أو أداء محدد لحل مشكلة معينة وذلك مثل اختبارات الأداء في القدرة الميكانيكية ومعالجة الأشكال الهندسية - اختبارات بناء المكعبات أو الإزاحة - أو اختبارات القدرة الموسيقية واختبارات التوافق الحركي وغير ذلك.

- **اختبارات القلم والورقة Paper & Pencil** وهي الاختبارات التي لا يستدعي تنفيذها القيام بعمل يدوي ولكنها تحتاج لتسجيل الاستجابات في صحيفة الاجابة أو الاختبار باستخدام القلم بمعنى الإشارة إلى أو كتابة الاجابة الصحيحة.

والأمثلة على هذا النوع من الاختبارات كثيرة.

- **الاختبارات اللفظية Verbal** وهي الاختبارات التي تعتمد على استخدام الرمز اللفظي سواء كان الحرف (اللغة) أو الرقم (الرياضيات).

- **الاختبارات غير اللفظية nonverbal** وهي الاختبارات التي تعتمد في تكوينها على الصور والأشكال وتستخدم خاصة في حالات غير القادرين على القراءة.

ومن أمثلة هذه الاختبارات تلك التي تعتمد على الأشكال الهندسية أو الصور الناقصة أو الصور المختلفة وغير ذلك.

- **اختبارات السرعة Speed tests** وهي الاختبارات التي يكون المطلوب فيها معرفة أكبر عدد ممكن من الاجابات الصحيحة في زمن معين.

- **اختبارات القوة Power tests** وهي الاختبارات التي تهتم لقياس القدرة بغض النظر عن الزمن.

كما يمكن أيضاً أن نصنف الاستفتاء أو الاستخبار كأداة للقياس بناء على تصميم وحداته:

- **استفتاء بسيط الاختيار Simple choice** حيث تكون وحداته أو أسئلته أو بنوده يتطلب الاجابة عليها اختيار أحد بديلين (مثلا √ أو × ١، ٢، وهكذا) بمعنى ثنائية الاجابة وتسمى الاختيار البسيط.

- **استفتاء عديد الاختيار Multiple choice** وهذا النوع من الاستفتاءات تكون الاستجابة لوحداته عبارة عن اختيار واحدة من عدة احتمالات (ثلاثة فاكثر) ويعتبر هذا النوع من الاستفتاءات كثير الاستخدام سواء في ميادين القياس التحصيلي أو الشخصي أو غير ذلك.

- **استفتاء قهري الاختيار Forced choice** وهذا النوع أكثر دقة من النوعين السابقين ويستخدم بالذات في ميدان قياس الشخصية. ووحداته عبارة عن مجموعة من مثيرات تفاضلية حيث يطلب من المفحوص اختيار

الاستجابة بعد مقارنتها باستجابة أخرى وهذا ما يسمى بأسلوب القهر في الاختيار.

أداة القياس الجيدة.

سوف تتعرض في إيجاز - يليه التفصيل - للشروط التي يجب أن تتوفر في أداة القياس حتى تكون جيدة ومناسبة للغرض الذي وجدت من أجله.

(١) سبق أن أشرنا في تعريفنا لأداة القياس إلى أنها مجموعة من البنود أو الأسئلة تمثل القدرة أو الخاصية المطلوب قياسها ومعنى ذلك أنها عينة يجب أن تمثل القدرة ومكوناتها وكلما كانت أصدق تمثيلا كانت الأداة أقدر على القياس وأدق.

ومما هو معروف أن العينة العريضة الجيدة التكوين هي الأصدق تمثيلا للمجتمع الأصلي ولذلك فإن من الشروط الأساسية لأداة القياس أن تكون **شاملة ممثلة** لجميع مكونات القدرة أو الخاصية المطلوب قياسها. فإذا كان عندنا اختبار في الحساب مثلا مكون من خمسة مسائل جميعها تختص بعمليات الضرب فإن هذا الاختبار يعتبر أداة غير مناسبة وغير جيدة لقياس القدرة الحسابية عند مجموعة من الأفراد.

وإذا كان اختبار المفردات اللغوية (معاني الكلمات) يتكون في معظمه من مفردات وكلمات ذات صلة بالعلوم الطبية أو الطبيعية فإن هذا الاختبار لن يكون ممثلا أبداً للحصيلة اللغوية ومفرداتها عند مجموعة مكونة تكويناً عشوائياً.

(٢) كما سبق أن أشرنا أيضا عند الحديث عن أداة القياس قلنا إنها أي الأداة يجب أن تبنى وتحلل بطريقة علمية موضوعية. وهذا يعنى عدم تدخل العوامل الذاتية في بناء الأداة أو تحليلها ولذلك يجب أن نوضح هذا بأن نقول بضرورة تقنين أداة القياس بمعنى أنها إذا طبقت على فرد ما أو مجموعة

ما تم صححت أي رصدت درجات الفرد أو المجموعة فإنها ستظل كما هي بغض النظر عمن قام بتطبيق هذه الأداة ـ ولذلك **فإن موضوعية أداة القياس** شرط آخر من الشروط التي يجب أن تتوفر في الأداة لتحقق الغرض من بنائها واستخدامها.

ويمكن أن تكون الموضوعية أيضاً بمعنى اتصال الأداة بموضوع القياس فقط اتصالا يكفل إيجاد المدى الواسع من انتشار الدرجات حول الدرجة المتوسطة فيمكن القول بأن الأداة (أو السؤال أو البنـد) يناسب المجموعة أو العينة من حيث درجة الصعوبة أو السهولة.

(٣) يمكن أن نضيـف بعدا ثالثا في موضوع الشروط التي يجب أن تتوفر في أداة القياس وهو يختص بمدى الوثوق بالدرجات التي نحصل عليها من تطبيق الأداة (الاختبار أو الاستفتاء) بمعنى أنه هذه الدرجات أو النتائج يجب ألا تتأثر بالعوامل التي تعود إلى أخطاء الصدفة بمعنى أنه إذا طبق اختبار في الذكاء مثلا على طفل في أول أيام الأسبوع وتحدد معامل ذكائه على أنه ١٢٠ وفي آخر الاسبوع عندما طبق هذا الاختبار على نفس الطفل تحدد معامل ذكائه على أنه ٩٠. ففي هذه الحالة لا نثق في نتائج هذا الاختبار. والثقة في نتائج الاختبار تسمى **ثبات درجات الاختبار** وهذا هو الشرط الثالث من شروط أداة القياس الجيدة.

ومعنى الثبات في صورة مختصرة هو ضمان الحصول على نفس النتائج تقريبا إذا أعيد تطبيق الاختبار على نفس المجموعة من الأفراد، وهذا يعني قلة تأثير عوامل الصدقة أو العشوائية على نتائج الاختبار ومن هذا يمكن أن نستنتج العلاقة القوية بين وحدات الاختبار والأداء الحقيقي للفرد ـ وواضح أن هذا الأداء إنما هو دالة القدرة أو الخاصية.

(٤) أما عن الشرط الرابع من شروط أداة القياس الجيدة فهو شرط

يتصل بقدرة الأداة نفسها. قدرتها على أن تميز بين أداء الأفراد بحيث تختلف درجة الفرد صاحب الأداء الضعيف عن درجة الفرد صاحب الأداء العالي أو المتميز: وكذلك قدرتها أي الاداة على أن تقيس فعلا ما وجدت لقياسه: فالميزان يجب أن يقيس الأوزان ولا يقيس الأطوال والمسطرة يجب أن تقيس المسافات ولا تقيس الزمن وهكذا.

وهذا ما نسميه **بصدق أداة القياس.** فالاختبار الصادق (الصحيح) هو الاختبار الذي يقيس ما وضع لقياسه والصدق في هذا الإطار يعنى إلى أي مدى أو إلى أي درجة يستطيع هذا الاختبار قياس ما قصد أن يقاس به.

(٥) من الشروط الأخرى التي يجب أن نشير إليها ما نسميه بحساسية المقياس. فقد نفترض في المقياس الصدق والثبات والموضوعية ولكنه لا يكون حساسا.

فالميزان الذي تستخدمه شركات الطيران في وزن الأمتعة ـ رغم أنه أداة قياس للأوزان ـ لا يستطيع تعيين وزن خطاب نريد أن نرسله بالبريد الجوي.

والمسطرة التي يستخدمها الطالب ـ رغم أنها أداة لقياس المسافات ـ لا تستطيع قياس المسافة من وسط المدينة إلى احدى الضواحي. وهذا ما نسميه **بحساسية الأداة** أو المقياس أو مناسبتها لما تقيس تحت الظروف الراهنة للقياس.

فيمكن القول إن اختبارات الذكاء التي تستخدم في مجال اكتشاف الموهوبين والعباقرة من الأطفال لا تصبح حساسة لقياس الذكاء بين مجموعة من الأطفال العاديين وهكذا.

هذه مجموعة من الاعتبارات أو الشروط التي يجب أن تراعى عند التعامل مع أدوات القياس من اختبارات أو استفتاءات.

وفي الفقرات التالية سوف نتناول بالشرح والتفصيل الاعتبارين الأساسين من اعتبارات أداة القياس الجيدة.

أولا - ثبات المقياس Reliability

هناك عدة مفاهيم لمعنى ثبات الاختبار أو المقياس يمكن أن نشير إليها بحيث لا يكون الاختبار ثابتا إلا إذا تحقق ما يلي:

١- أن يعطى الاختبار نفس النتائج تقريباً إذا أعيد تطبيقه على نفس المجموعة من الأفراد.

وهذا يعني كما سبق وأشرنا إلى ذلك أن الاختبار أو بمعنى أدق درجات الاختيار لا تتأثر بتغير العوامل أو الظروف الخارجية حيث أن إعادة تطبيق الاختبار والحصول على نفس النتائج يعنى دلالة الاختبار على الأداء الفعلي أو الحقيقي للفرد مهما تغيرت الظروف.

ومن هذا يمكن أن نستنتج أن ثبات درجات الاختبار يمكن الاستدلال عليه بحساب معامل الارتباط بين نتائج التطبيق الأول والتطبيق الثاني ويسمى معامل الارتباط الناتج بمعامل الثبات √ ١٠١ أي معامل الارتباط من الاختبار ونفسه.

٢ - بناء على المفهوم السابق فإن ثبات الاختبار يعني أيضاً دلالة الاختبار على الأداء الفعلي أو الأداء الحقيقي للفرد - هذا الأداء الحقيقي يعبر عنه **بالدرجة الحقيقية (د ح)** التي يحصل عليها الفرد في اختبار ما. (وهذه غير معلومة).

والأداء الحقيقي هو جزء من الأداء العام أو الكلي الذي يعبر عنه **بالدرجة الكلية (د ك)** وهي الدرجة الملاحظة أو المسجلة على الاختبار

والتي حصل عليها الفرد. أما الجزء الآخر هو الأداء الذي يعود إلى أخطاء الصدفة أو الظروف الخارجية البعيدة عن موضوع الاختبار ويعبر عنه **بدرجة الخطأ (دخ)** (وهذه غير معروفة أيضاً).
وعلى هذا يمكن أن نقول إن:

دك = دح + دخ (١)

أي أن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + درجة الخطأ.

ويمكن أن نقول أيضاً إن:

دَك = دَح دَخ (٢)

حيث دَك هي انحراف الدرجة الكلية عند متوسطها
دَح هي انحراف الدرجة الحقيقية عند متوسطها
دَخ هي انحراف درجة الخطأ عن متوسطها.

ونستطرد ونقول أنه بتربيع طرفي المعادلة (٢) وجمع النواتج نحصل على

مج دَ٢ك = مج دَ٢خ + مج دَ٢ح + ٢ مج دَح مح دَخ. (٣)

وبالقسمة على ن نحصل على:

ع٢ك = ع٢ح + ع٢خ ٢ √ح. خ. ع ح ع خ (٤)

التباين الكلي = التباين الحقيقي + تباين الخطأ + ٢ معامل الارتباط بين الحقيقي والخطأ.... ومن المسلمات الأساسية أن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية ودرجات الخطأ = صفر وبالتالي يصبح الحد الاخير من المعادلة = صفر.

∴ التباين الكلي = التباين الحقيقي + تباين الخطأ (٥)

∴ يمكن أن نعود ونقول إن معنى دلالة ثبات الاختبار على الأداء

الحقيقي إنما هو الدلالة على التباين الحقيقي والارتباط به. ومن هذا يمكن أن نقول إن معامل ثبات درجات الاختبار تساوي النسبة بين التباين الحقيقي إلى التباين العام أي أن.

$$\text{معامل الثبات} = \frac{\text{التباين الحقيقي}}{\text{التباين العام}} = \frac{\text{ع}^2_{\text{ح}}}{\text{ع}^2_{\text{هـ}}}$$

ولنوضح ذلك بمثال مبسط:

عندما تذهب إلى السوق لتشتري صندوقاً من البرتقال من بائع معين فإن وزن الصندوق ليس هو وزن ما تأكله من البرتقال فقط ولكنه يشمل أيضاً قشر البرتقال والورق الذي يغلف البرتقال والمادة المصنوع منها الصندوق.

وهذا ما يقابل التباين الكلي أو التباين العام (الوزن الكلي للصندوق)، أما وزن قشر البرتقال والورق المغلف للبرتقال والمادة المصنوع منها الصندوق ـ وهذا ما سوف نتخلص منه وهو يختلف أيضاً من صندوق إلى آخر ـ فهو يقابل تباين الخطأ، أما وزن ما سوف تأكله من البرتقال فهو يقابل التباين الحقيقي.

وعليه فإنه كلما زادت نسبة وزن ما سوف تأكله من برتقال إلى نسبة وزن الصندوق ككل كنت مقتنعاً تماماً بما دفعته من ثمن في هذا الصندوق والعكس صحيح.

وبالمثل فإن درجات الاختبار التي ترتفع فيها نسبة المكون الحقيقي للتباين العام تكون أكثر ثباتاً من تلك الدرجات التي تقل فيها هذه النسبة.

وللتلخيص فإننا نقول إن درجات الاختبار تعتبر ثابتة إذا ارتفعت نسبة المكون الحقيقي في التباين العام لهذه الدرجات أي أن $\frac{\text{ع}^2_{\text{ح}}}{\text{ع}^2_{\text{هـ}}}$ تكون أعلى ما يمكن بينما $\frac{\text{ع}^2_{\text{خ}}}{\text{ع}^2_{\text{هـ}}}$ تكون أقل ما يمكن.

٣ ـ أن تكون هناك علاقة قانونية بين وحدات الاختبار أو بنوده فإن ذلك يدل على التناسق في البناء الداخلي للاختبار وهذا يعني أن معامل ثبات الاختبار سوف تتوقف على العلاقة أو الارتباط بين كل وحدة ووحدة أخرى (الارتباطات البينية) كما يتوقف أيضاً على إرتباط كل وحدة بالاختبار ككل. ويتضح من هذا أن تماسك الاختبار أو تناسق بنائه يدل ثبات درجاته بل يمكن أن نحسب معامل الثبات من هذه العلاقة القانونية القائمة بين وحدات الاختبار.

هذه هي المفاهيم الثلاثة الأساسية لثبات درجات الاختبار وهي:

١ ـ أن نحصل على نفس النتائج تقريباً عند إعادة التطبيق.

٢ ـ أن يكون التباين الحقيقي أكبر ما يمكن بالنسبة للتباين العام: أو تباين الخطأ أقل ما ممكن.

٣ ـ وجود العلاقة القانونية بين وحدات الاختبار.

ننتقل الآن إلى طرق تعيين معامل ثبات الاختبار:

الطرق التجريبية لتعيين معامل ثبات الاختبار

١ ـ طريقة إعادة التطبيق Test-retest Method

تعتبر هذه الطريقة من أبسط الطرق وأسهلها في تعيين معامل ثبات الاختبار. وتتلخص هذه الطريقة في تطبيق الاختبار على مجموعة من الأفراد ثم يعاد التطبيق مرة أخرى على نفس المجموعة. ويحسب معامل الارتباط بين التطبيقين لتحصل على معامل ثبات درجات الاختبار.

وهناك عدة اعتراضات أساسية يمكن أن توجه إلى هذه الطريقة أهمها هو ما يحدث من تدريب عند إعادة الاختبار فإذا كانت الفترة الزمنية التي تفصل التطبيقين قصيرة تدخلت عوامل الذاكرة والتعلم والتدريب في التأثير على نتائج

التطبيق الثاني ومن ثم تتغير النتائج ويحصل أفراد المجموعة على درجات أعلى بوضوح من تلك التي حصلوا عليها في التطبيق الأول.

وإذا كانت الفترة الزمنية بين التطبيق طويلة أدى ذلك إلى تغير المجموعة في نواح كثيرة وربما كان هذا التغير سالباً بحيث يحصل الأفراد في التطبيق الثاني على درجات أقل بوضوح من تلك التي حصلوا عليها في التطبيق الأول. فعلى سبيل المثال لو كان الاختبار المطلوب تعيين ثباته هو اختبار في الطباعة على الآلة الكاتبة، فإنه إذا كانت الفترة الزمنية طويلة ولم يقم أفراد الجماعة المفحوصين بأي تدريب خلال هذه الفترة كان من الواضح أن التطبيق الثاني سوف يعطي نتائج ربما كانت أقل من نتائج التطبيق الأول، أما إذا قام المفحوصين بالتدريب فإن ذلك سوف يؤدي إلى العكس.

وعلى العموم فإن طريقة إعادة التطبيق لتعيين معامل ثبات الاختبارات التحصيلية أو حتى اختبارات القدرات العقلية تحتاج إلى حذر وحيطة وبالذات في تقدير الفترة الزمنية بين التطبيقين وهذا التقدير يعتمد في غالبه على نوعية الاختبار والقدرة التي يقيسها.

بقي أن نقول إن حساب معامل الارتباط بين التطبيقين يمكن أن يتم بطريقة بيرسون ثم يكشف عن دلالته الاحصائية في الجداول الخاصة بمعاملات الارتباط.

٢ ـ طريقة الصور المتكافئة Parallel Forms

وهذه طريقة أخرى من طرق حساب معامل ثبات الاختبار حيث يتم إعداد صورتين متكافئتين من الاختبار ويكون التكافؤ بمعنى تساوي عدد الأسئلة في الصورتين ودرجة سهولة وصعوبة كل بند من البنود الواردة فيهما بمعنى أن السؤال الأول في الصورة الأولى يتكافأ مع السؤال الأول في الصورة الثانية من حيث الصعوبة أو السهولة.

بالإضافة إلى ذلك فإن تكافؤ الصورتين يعني تساوي معاملات الارتباط بين البنود (المعاملات البينية) في كلتيهما وكذلك تساوي المتوسط والانحراف المعياري لكلتا الصورتين.

وتعتبر هذه الطريقة معقولة ومقبولة إذا أخذ في الحسبان الفترة الزمنية التي تفصل بين تطبيق الصورتين على نفس المجموعة، وكذلك إعداد الصورتين إعداداً جيداً من حيث التطابق أو التماثل.

ومما يجب الإشارة إليه أنه إذا أحسن أعداد الصورتين من حيث التكافؤ الذي أشرنا إليه (المتوسط - الانحراف المعياري - معاملات الارتباط البينية - السهولة والصعوبة...) فإن معامل الثبات يكون عالياً جداً أما إذا لم يتوفر بعض هذه الشروط أو أحدها فإن معامل الثبات ينخفض بطريقة ملحوظة.

ونشير هنا أيضاً إلى معامل بيرسون كمعامل الارتباط الذي يستخدم للحصول على معامل الثبات - بعد التأكد من مستوى الدلالة الإحصائية.

٣ - طريقة التجزئة النصفية Split-Half

ويمكن أن نستخدم هذه الطريقة عندما يتعذر إعادة التطبيق أو إعداد صورتين متكافئتين.

وتعتمد هذه الطريقة على تجزئة الاختبار المطلوب تعيين معامل ثباته إلى نصفين (متكافئين) وذلك بعد تطبيقه على مجموعة واحدة. وهناك عدة طرق لتجزئة الاختبار فقد يستخدم النصف الأول من الاختبار في مقابل النصف الثاني أو قد تستخدم الأسئلة ذات الأرقام الفردية في مقابل الاسئلة ذات الأرقام الزوجية.

وهذا يعني أنه بعد انتهاء تطبيق الاختبار مرة واحدة على مجموعة واحدة يمكن أن تحصل على مجموعتين من الدرجات: مجموعة من الدرجات تخص النصف الأول والمجموعة الأخرى تخص النصف الثاني من الاختبار.

يتم بعد ذلك حساب معامل الارتباط بين المجموعتين باستخدام معامل بيرسون وفي هذه الحالة نحصل على معامل ثبات نصف الاختبار وعليه يتعين علينا تعديل هذا المعامل الناتج أو تصحيحه حتى نحصل على معامل ثبات الاختبار ككل.

وهناك عدة طرق أو قوانين تستخدم لتصحيح معامل ثبات نصفي الاختبار نذكر منها:

١ ـ معادلة سبيرمان وبراون (في الصورة المختصرة)

$$\checkmark_{\text{١.١}} = \frac{\text{٢}\ \checkmark_{\frac{\text{١}}{\text{٢}}\cdot\frac{\text{١}}{\text{٢}}}}{\text{١} + \checkmark_{\frac{\text{١}}{\text{٢}}\cdot\frac{\text{١}}{\text{٢}}}}$$

حيث $\checkmark_{\text{١.١}}$ هو معامل ثبات الاختبار ككل.

$\checkmark_{\frac{\text{١}}{\text{٢}}\cdot\frac{\text{١}}{\text{٢}}}$ هو معامل ألارتباط بين نصفي الاختبار.

فعلى سبيل المثال إذا كان معامل الارتباط بين نصفي الاختبار هو ٠,٦ فإن معامل ثبات الاختبار يساوي.

$$\checkmark_{\text{١.١}} = \frac{\text{٣} \times \text{٠,٦}}{\text{١} + \text{,٦}} = \frac{\text{١,٢}}{\text{١,٦}} = \text{٠,٧٥}$$

والحقيقة أن معادلة سبيرمان وبراون شائعة الإستخدام وخاصة في حالة اختبارات التحصيل والقدرات تحت ظروف محددة.

٢ ـ معادلة رولون **Rulon**

$$\checkmark_{\text{١.١}} = \text{١} - \frac{\text{ع}^{\text{٢}}_{\text{ف}}}{\text{ع}^{\text{٢}}_{\text{هـ}}}$$

حيث $\checkmark_{\text{١.١}}$ = معامل ثبات الاختبار

$ع^2_ف$ تبايـن الفـرق بين درجـات الأفـراد في النصـف الأول ودرجاتهم من النصف الثاني من الاختبار.

$ع^2_{ره}$ تباين الاختبار ككل.

فإذا كان تباين الفرق بين الدرجات هو ٥,٢٩ وتباين الاختبار ١٨,٤٩ فإن معامل ثبات الاختبار بهذه الطريقة يساوي.

$$ر_{١.١} = ١ - \frac{٥,٢٩}{١٨,٤٩} = ٠,٧١$$

وتتلخص هذه الطريقة في حساب تباين درجات الاختبار ككل ($ع^2_{ره}$) ثم نطرح درجة كل فرد في التطبيق الثاني من التطبيق الأول ونربـع الفرق الناتج ثم تجمع وتقسم على عدد الأفراد فنحصل على تباين الفرق ($ع^2_ف$). وتطبق القانون السابق.

٣ - معادلة جتمان Guttmann

$$ر_{١.١} = ٢ \left(١ - \frac{ع^2_١ + ع^2_٢}{ع^2} \right)$$

حيث $ر_{١.١}$ هو معامل ثبات الاختبار

$ع^2_١$ تباين درجات النصف الأول

$ع^2_٢$ تباين درجات النصف الثاني

$ع^2$ تباين درجات الاختبار

وفي هذه المعادلة يؤخذ في الاعتبار احتمال اختـلاف تباين درجات النصف الأول للاختبار عن تباين درجات النصف الثاني (الأمر الذي لا يتحقق في حالة معادلة سبيرمان وبراون).

فإذا كان تباين النصف الأول للاختبار هو ٥,٦ وتباين النصف الثاني هو ٣,٨ والتباين الكلي للاختبار هو ١٨,٦ فإن معامل ثبات الاختبار يساوي.

$$\text{ر}_{\text{١.١}} = \text{٢} \left(\text{١} - \frac{\text{٥,٦} + \text{٣,٨}}{\text{١٤,٩}} \right) = \text{٠,٧٤}$$

والحقيقة أن استخدام طريقة التجزئة النصفية في تعيين معامل ثبات الاختبار يثير عدة ملاحظات:

أ ـ قد يختلف النصف الأول عن النصف الثاني وخاصة إذا أخذت البنود من (١ – ٥٠ مثلاً) ثم من (٥١ ـ ١٠٠) وهذا يعني أن اجابات الأفراد في النصف الثاني سوف تتأثر بعوامل الإجهاد والملل وضيق الوقت أكثر من إجابات الأفراد في النصف الأول. وهذا ما يعطي نتائج لا يمكن الوثوق بها بدرجة كبيرة.

ب ـ في حالة تقسيم الاختبار إلى نصفين عن طريق أخذ الأسئلة الفردية والاسئلة الزوجية فإنه من المحتمل أن يختلف تباين درجات النصف الأول عن تباين درجات النصف الثاني (لاحظ معادلة جتمان).

هـ ـ من الممكن تجزئة الاختبار إلى نصفين بعدة طرق مختلفة فقد نأخذ البنود من ١ – ٥٠ ثم ٥١ ـ ١٠٠ أو البنود ذات الأرقام الفردية في مقابل البنود ذات الأرقام الزوجية أو الربع الأول من البنود بالاضافة إلى الربع الثالث من مقابل الربع الثاني من البنود بالإضافة إلى الربع الأخير وهكذا. وهذا يعني أنه من المحتمل أن نحصل على معامل ارتباط بين نصفي الاختبار في الحالة الأولى يختلف عن المعامل الذي نحصل عليه في الحالة الثانية أو الثالثة وهكذا: وهذه الملاحظة صحيحة خاصة إذا كانت جميع بنود الاختبار على درجة واحدة من الصعوبة او إذا كانت البنود واردة بدون ترتيب معين (مثل قوائم الشخصية) وكذلك في حالة اختبارات السرعة.

ويمكن مقابلة هذه الملاحظة بأن يتم ترتيب وحدات الاختبار حسب درجة صعوبتها على أن يكون مدى درجة الصعوبة ممتداً وليس محدداً أو ضيقاً.

د - إلا أن هذه الطريقة تمتاز بأنها تعطي الفرصة لتعيين معامل الثبات من تطبيق واحد ومرة واحدة بحيث يمكنه تجنب إعادة التطبيق أو تكوين صور متكافئة وما يترتب على ذلك بخصوص الفترة الزمنية التي يجب أن تؤخذ في الاعتبار.

٤ - طريقة التناسق الداخلي Internal consistency

وتعتمد فكرة هذه الطريقة على مدى ارتباط الوحدات أو البنود مع بعضها البعض داخل الاختبار وكذلك ارتباط كل وحدة أو بند مع الاختبار ككل.

ومما هو معروف أن التناسق ما بين الوحدات أو البنود **Internal consistency** يتأثر بمصدرين من مصادر تباين الخطأ هما: أخطاء محتوى البنود وأخطاء عدم تجانسها: فكلما كانت البنود متجانسة (فيما تقيس) كان التناسق عالياً فيما بينها والعكس صحيح.

ولتوضيح هذا المعنى لنفرض أن اختباراً في القدرة الرياضية يتألف من عدة بنود جميعها تقيس عملية الضرب والقسمة فإن التناسق بينها يكون أعلى من التناسق بين وحدات اختبار آخر في القدرة الرياضية يتألف من عدة بنود تقيس الضرب والقسمة والطرح والجمع والتحليل الرباض وما إلى ذلك.

ومن أكثر المعادلات استخداماً لقياس التناسق الداخلي بين وحدات الإختبار هي معادلة كودر وريتشارد سون (رقم ٢٠):

$$\text{ر}_{\text{١.١}} = \frac{\text{ن}}{\text{ن} - \text{١}} \times \frac{\text{ع}^{\text{٢}} - \text{مج ص خ}}{\text{ع}^{\text{٢}}}$$

حيث $\text{ر}_{\text{١.١}}$ = معامل ثبات الاختبار

$\text{ع}^{\text{٢}}$ = تباين درجات الاختبار

مج ص خ = مجمع حاصل ضرب نسبة الاجابات الصحيحة × نسبة الاجابات الخاطئة

ن = عدد بنود الاختبار

والمثال التالي يوضح كيفية تطبيق هذه المعادلة:

عند تطبيق اختبار من اختبارات القدرات على مجموعة من الأفراد وجد أن الانحراف المعياري لدرجاته ٨,٥ وأن مجموع حاصل ضرب نسبة الاجابة الصحيحة × نسبة الإجابة الخاطئة على كل سؤال (٦٠ سؤال) = ١٢,٤٣. فكم يكون معامل ثبات هذا الاختبار.

$$\text{ر}_{\text{١.١}} = \frac{\text{٦٠}}{\text{٥٩}} \times \frac{\text{٧٢,٢٥} - \text{١٢,٤٣}}{\text{٧٢,٢٥}} = \text{٠,٨٤}$$

لاحظ أن مج ص خ تحسب كما يلي (مثال)

رقم السؤال	نسبة الإجابة الصحيحة √	نسبة الإجابة الخاطئة	ص خ
١	,٦	,٤	,٢٤
٢	,٧	,٣	,٢١
٣	,٢	,٨	,١٦
٤	,٢٤	,٧٦	,١٨
٥	,٢٥	,٧٥	,١٩
.	,٥٠	,٥٠	,٢٥
.	...	...	
.	...	...	
..	...		——
..	...	مح	ص خ ١,٢٣
..	...	...	
٦٠	...	...	

ويجب أن نشير كذلك إلى ان هناك صورة مقربة من القانون السابق:

$$ر_{١.١} = \frac{ن\ ع^{٢} - م\ (ن - م)}{ع^{٢}\ (ن - ١)}$$

حيث م متوسط درجات الاختبار

ن، عدد وحدات الاختبار

ع² تباين درجات الاختبار

فإذا كان متوسط درجات الاختبار ٢٦,٣ والانحراف المعياري هو ٦,٢ وعدد وحداته هي ٥٠ (علماً بأن الإجابة الصحيحة تعطي درجة والإجابة الخطأ تعطي صفراً) فكم يكون معامل ثباته.

$$ر_{١.١} = \frac{٥٠ \times ٣٨,٤٤ - ٢٦,٣\ (٥٠ - ٢٦,٣)}{٣٨,٤٤\ (٥٠ - ١)} = ٠,٦٩$$

والافتراض الذي يجب أن يتوفر في هذه الحالة هو تقارب أو تساوي درجات الصعوبة لاسئلة الاختبار المختلفة بمعنى أن كل بند له تقريباً نفس نسبة الإجابات الصحيحة (ليس بالضرورة نفس الأفراد).

ـ معامل ألفا $\propto$ والبناء الداخلي للاختبار (التناسق الداخلي)

يعتبر معامل ألفا $\propto$ حالة خاصة من قانون كودر وريتشارد سون وقد اقترحه كرو نباخ ١٩٥١، نوفاك ولويس ١٩٦٧.

ويمثل معامل ألفا متوسط المعاملات الناتجة عن تجزئة الاختبار إلى أجزاء بطرق مختلفة. وبذلك فإنه يمثل معامل الارتباط بين أي جزأين من أجزاء الاختبار.

$$\text{ومعامل ألفا } \propto = \frac{\text{ن}}{\text{ن} - 1} \times \frac{\text{ع}^2 - \text{مج ع}^2_{\text{ب}}}{\text{ع}^2}$$

حيث مج $\text{ع}^2_{\text{ب}}$ هي مجموع تباين البنود أو الأسئلة بمعنى أن يحسب تباين كل بند من بنود الاختبار (من درجات الأفراد في هذا البند) ثم يوجد مجموع هذه التباينات لتحصل على مج $\text{ع}^2_{\text{ب}}$

، ن = عدد البنود ، ع^2 تباين الاختبار ككل.

ويستخدم هذا القانون في صورته العامة عندما تكون احتمالات الإجابة على الأسئلة ليست صفر، ١ (أي ليست ثنائية) فعلى سبيل المثال في اختبارات الشخصية أو المقاييس الأخرى متعددة الاختيار حيث يحتمل أن يحصل الفرد على درجات اخرى غير الصفر والواحد الصحيح.

ومن ثم فإننا نعود ونقول إن قانون كودر وريتشارد سون المشار إليه سابقاً يستخدم في حالة الإجابة الثنائية (٠، ١) أما إذا كان هناك احتمال

الإجابة غير الثنائية (١، ٢، ٣ مثلاً) فإن معامل ألفا يمثل معامل ثبات الاختبار في هذه الحالة.

٥ - طريقة تحليل التباين Analysis of Variance

وهذه طريقة أخرى لتعيين معامل ثبات الاختبار عن طريق تحليل التباين الذي سبق وصفه في الفصل الثاني والخاص بالمتوسطات المرتبطة حيث يمكن مراجعة خطوات الطريقة.

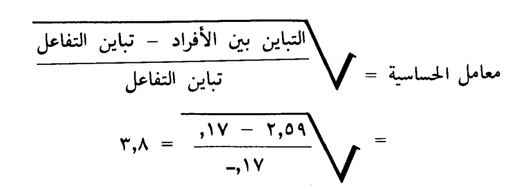
والجدول التالي يمثل تحليل التباين للحصول على معامل ثبات أحد الاختبارات المكون من ٢٥٠ سؤال عند تطبيقه على ٣٣ طالباً من الجامعة.

مصدر التباين	درجات الطلاقة	مجموع المربعات	التباين
الكلي (الأفراد والبنود)	٨٢٤٩	٢٠٠٢,٤٣	,٢٤٣
بين البنود	٢٤٩	٥٩٣,٨٢	٢,٣٩
بين الأفراد	٣٢	٨٢,٨٣	٢,٥٩
التفاعل (مكون الخطأ)	٧٩٦٨	١٣٢٥,٧٨	٠,١٧

$$\text{معامل ثبات الاختبار} = \frac{\text{التباين بين الأفراد} - \text{تباين التفاعل}}{\text{التباين بين الأفراد}}$$

$$[١٠١] = \frac{٢,٥٩ - ,١٧}{٢,٥٩} = ٠,٩٣$$

ملحوظة: يقترح جاكسون (وهو الذي استخدم هذه الطريقة بعد جونسون وينهان) معامل ثبات من نوع آخر يسمى معامل الحساسية ويحسب عن طريق:



$$\text{معامل الحساسية} = \sqrt{\frac{\text{التباين بين الأفراد} - \text{تباين التفاعل}}{\text{تباين التفاعل}}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢,٥٩ - ,١٧}{,١٧}} = ٣,٨$$

حيث يفسر هذا المعامل في ضوء مستويات الدلالة الإحصائية على التوزيع الاعتدالي.

لاحظ درجات الطلاقة ٨٢٤٩ هي (٣٣×٢٥٠) − ١
درجات الطلاقة ٢٤٩ هي ٢٥٠ − ١
درجات الطلاقة ٣٢ هي ٣٣ − ١
درجات الطلاقة ٧٩٦٨ هي ٨٢٤٩ − (٢٤٩ + ٣٢)

٦ ـ الجداول التقريبية لحساب معامل ثبات الاختبار (ديدريش)

يقترح ديدريش **Diederich** جدولاً تقريبياً لتسهيل حساب معامل الثبات للاختبارات وخاصة التحصيلية التي يقوم المعلم بإعدادها. وتعتمد هذه الجداول على حساب الانحراف المعياري لدرجات الاختبار بطريقة مبسطة يقترحها كما يلي:

$$\text{الانحراف المعياري ع} = \frac{\text{مجموع درجات السدس الأعلى} - \text{مجموع درجات السدس الأدنى}}{\frac{1}{2}\ \text{عدد الأفراد}}$$

فإذا كان الاختبار من النوع السهل حيث تكون الدرجة المتوسطة بين ٧٠٪، ٩٠٪ للإجابات الصحيحة (مثلاً الدرجة المتوسطة

$\frac{٧٦}{١٠٠}$ أو ما يساويها) فإننا نستخدم الجدول التالي:

(١) (٢) (٣) (٤) (٥) (٦) (٧) (٨) (٩)

عدد بنود الاختبار (ه) ٢٠ ٣٠ ٤٠ ٥٠ ٦٠ ٧٠ ٨٠ ٩٠ ١٠٠

اذا كان عر = ٠,١ ه (عدد الأسئلة)

٢١, ٤٨, ٦٢, ٦٩, ٧٥, ٠,٧٨ ٠,٨١ ٠,٨٣ ٠,٨٥

اذا كان عر = ٠,١٥ ه (عدد الأسئلة)

٠,٦٨ ٠,٨٠ ٠,٨٤ ٠,٨٨ ٠,٩٠ ٠,٩١ ٠,٩٢ ٠,٩٣ ٠,٩٤

اذا كان عر = ٠,٢٠ ه (عدد الأسئلة)

٨٤, ٩٠, ٩٢, ٠,٩٤ ٠,٩٥ ٠,٩٦ ٠,٩٧ ٠,٩٧

ولتوضيح استخدام هذا الجدول نأخذ المثال التالي:

لنفرض ان عدد بنود الاختبار ٤٠ والانحراف المعياري لدرجاته = ٤ (أي عر = ١ و ه) فإن معامل الثبات المتوقع لهذا الاختبار هو ٠,٦٢ وإذا كان الانحراف المعياري لدرجاته ٨ (أي عر = ٢ و ه) كان معامل الثبات المتوقع هو ٠,٩٢ (انظر الجدول تحت العمود الثالث) أما في حالة الاختبارات الصعبة حيث تقع الدرجة المتوسطة بين ٥٠٪، ٧٠٪ للاجابات الصحيحة (مثلاً $\frac{٥٨}{١٠٠}$ أو ما يساويها) فإننا نستخدم الجدول التالي:

(١) (٢) (٣) (٤) (٥) (٦) (٧) (٨) (٩)

عدد بنود الاختبار ۾

٢٠ ٣٠ ٤٠ ٥٠ ٦٠ ٧٠ ٨٠ ٩٠ ١٠٠

اذا كان ع = ٠,١ ۾

- ,٢١ ,٤١ ٠,٥٣ ٠,٦١ ,٦٦ ,٧١ ٠,٧٤ ٠,٧٧ ٠,

اذا كان ع = ٠,١٥ ۾

,٤٩ ,٦٧ ,٧٥ ٠,٨٠ ,٨٤ ٠,٨٦ ٠,٨٨ ٠,٨٩ ٠,٩٠ ٠,

اذا كان ع = ٢٠ , ۾

,٧٤ ٠,٨٣ ٠,٨٧ ٠,٩٠ ,٩٢ ٠,٩٣ ٠,٩٤ ٠,٩٤ ٠,٩٥ ٠,

لاحظ أن عند استخدام هذه الجداول فإننا نأخذ أقرب عدد إلى أعداد البنود أو الأسئلة فإذا كان عدد الاسئلة مثلاً ٧٧ فإننا نبحث تحت العمود رقم ٧ أي اعتبرنا عدد البنود ٨٠ كما نأخذ أيضاً أقرب نسبة إلى نسبة الانحراف المعياري إلى عدد البنود أو الأسئلة.

العوامل التي تؤثر في ثبات درجات الاختبار

هناك العديد من العوامل التي تؤثر في ثبات درجات الاختبار بعضها يعود إلى الفرد نفسه مثل قدرة الفرد على أدائه نوعاً معيناً من المهارات التي تتصل بما يقيسه الاختبار وطريقته في هذا الأداء وفهمه لتعليمات الاختبار وكذلك عوامل التعب أو الإجهاد أو الملل والتوتر الانفعالي والذاكرة وغير ذلك ومنها ما يتصل بالاختبار في حد ذاته مثل صياغة بنود الاختبار والتعليمات وعوامل الصدفة وطريقة الإجراء وغير ذلك.

إلا أن العوامل الهامة التي يجب أن نشير إليها وخاصة وأنها تحتاج إلى معالجة إحصائية يمكن أن نلخصها فيما يلي:

أولاً - أثر طول الاختبار على ثباته

نقصد بطول الاختبار عدد وحداته. وسبق أن تعرضنا في سياق الحديث عن تعريف الاختبار لعدد الوحدات كعينة تمثل القدرة أو السمة التي يقيسها الاختبار وكلما كانت العينة كبيرة (أي عدد الوحدات كثيراً) كان الاختبار أكثر دقة في قياسه للقدرة.

وهنا يمكن أن نقول إن العلاقة بين عدد وحدات الاختبار (طول الاختبار) ومعامل ثباته علاقة طردية بمعنى أنه إذا زاد عدد الوحدات ارتفع معامل ثبات الاختبار.

والطريقة المباشرة لتحديد هذه العلاقة هي معادلة سبيرمان وبراون في صورتها الأصلية:

$$\text{ر}_{١٠١} = \frac{\text{ن}\ \text{ر}_{٠٠}}{١ + (\text{ن} - ١)\ \text{ر}_{٠٠}}$$

حيث $\text{ر}_{١٠١}$ معامل ثبات الاختبار بعد زيادة عدد وحداته

$\text{ر}_{٠٠}$ معامل ثبات الاختبار قبل زيادة عدد وحداته

ن هي النسبة بين عدد وحدات الاختبار بعد الزيادة إلى عدد وحدات الاختبار قبل الزيادة.

فإذا أخذنا المثال التالي لتوضيح كيفية استخدام هذه المعادلة:

لنفرض أن اختباراً ما عدد وحداته ٥٠ بنداً ومعامل ثباته ٠,٧ فكم يكون معامل ثباته إذا أصبح عدد وحداته ١٥٠ بنداً؟

وللإجابة على هذا السؤال نحسب أولاً ن النسبة بين عدد الوحدات بعد الزيادة إلى عدد الوحدات قبل الزيادة

وهي $\frac{١٥٠}{٥٠} = ٣$

وبتطبيق المعادلة:

$$\checkmark_{١.١} = \frac{٣ \times ,٧}{١ + (٣ - ١)\ ٠,٧}$$

$$= \frac{٢,١}{٢,٤} = ٠,٨٨$$

لاحظ أن معامل الثبات كان ٠,٧ عندما كان عدد وحدات الاختبار ٥٠ وأصبح معامل الثبات ٠,٨٨ عندما أصبح عدد الوحدات ١٥٠ومثال آخر:

لنفرض أن معامل ثبات الاختبار هو ٠,٦٠ عندما كان عدد وحداته ٦٠ فكم يصبح معامل ثباته إذا أضيف إلى وحداته ١٨٠ وحدة أخرى؟

في هذا الحالة تصبح عدد الوحدات ٦٠ + ١٨٠ = ٢٤٠

وتصبح $ن = \frac{٢٤٠}{٦٠} = ٤$

$$\therefore \checkmark_{١.١} = \frac{٤ \times ,٦}{١ + (٤ - ١)\ ,٦} = \frac{٢,٤}{١ + ١,٨} = \frac{٢,٤}{٢,٨} = ٠,٨٦$$

وواضح من استخدام هذه المعادلة أن المطلوب دائماً هو معامل الثبات بعد الزيادة $\surd_{١.١}$. ولكن قد يكون من المطلوب أحياناً معرفة ن أي معرفة النسبة التي يجب أن تزيد بها عدد وحدات الاختبار للوصول إلى درجة معينة من الثبات.

لنفرض أن الاختبار عدد وحداته ٥٠ ومعامل ثباته ٠,٧ والمطلوب أن يكون معامل ثباته ٠,٩ فكم يجب أن يكون عدد وحداته:

بتطبيق المعادلة: √ ١.١ = ن √ .. / ١ + (ن − ١) √ ..

∴ ٩و = ن × ,٧ / ١ + (ن − ١) ٠,٧

∴ ,٧ ن = ,٩ + (,٩ ن − ,٩) ٠,٧

,٧ ن = ,٩ + ,٦٣ ن − ,٦٣

,٧ ن − ,٦٣ ن = ,٢٧

,٠٧ ن = ,٢٧

ن = ٤ تقريباً

أي أنه اذا أردنا أن نرفع معامل ثبات الاختبار من ٠,٧ الى ٠,٩ فإنه يجب أن يزيد عدد وحداته من ٥٠ الى ٢٠٠ (ن = ٤، ٢٠٠/٥٠ = ٤) وهناك طريقة أسهل من الناحية الحسابية للحصول على قيمة ن مباشرة وذلك عن طريق المعادلة التالية:-

ن = (معامل الثبات المطلوب × ١ − المعامل الحالي) / (معامل الثبات الحالي × ١ − المعامل المطلوب)

وبتطبيق هذه المعادلة على مثالنا السابق نحصل على ما يلي:-

ن = (,٩ × ١ − ,٧) / (,٧ × ١ − ,٩) = ٤ تقريبا

- وهناك طريقة أخرى لتحديد العلاقة بين طول الاختبار ودرجة ثباته تبنى على حقيقة هامة وهي:

«إذا زاد طول الاختبار بمقدار ن فإن التباين الحقيقي لدرجاته يزيد بمقدار ن^{٢} ويزيد تباين الخطأ بمقدار ن».

فإذا كان لدينا اختبار معامل ثباته ٠,٦ فإن هذا يعني بناء على تعريفنا

لمعامل ثبات الاختبار ان النسبة بين التباين الحقيقي والتباين العام لدرجاته هي ٦/١٠ وأن النسبة بين تباين الخطأ والتباين العام لدرجاته هي ٤/١٠.

ويمكن القول إنه اذا كان معامل الثبات ٦, فإنه التباين الحقيقي ٦ وتباين الخطأ ٤ والتباين العام ١٠.

لنفرض أن هذا الاختبار كان عدد وحداته ٢٠ وأصبحت ٤٠ فكم يصبح معامل ثباته.

بناء على الحقيقة السابقة فإنه الاختبار زاد بمقدار ٢ أي (ه = ٢)

∴ سوف يزيد التباين الحقيقي بمقدار ه٢ أي ٤

ويزيد تباين الخطأ بمقدار ه أي ٢

∴ التباين الحقيقي ٦ يصبح ٢٤ (٦ × ٤)

والتباين الخطأ ٤ يصبح ٨ (٤ × ٢)

والتباين الكلي= ٣٢ (٢٤ + ٨)

∴ معا ∵ الثبات بعد الزيادة = ٢٤/٣٢ = التباين الحقيقي / التباين الكلي = ٠,٧٥

ويمكن مراجعة ذلك بمعادلة سبيرمان وبراون:

✓١٠١ = (٢ × ٠,٦) / (١ + (٢ − ١) ,٦) = ١,٢ / ١,٦ = ٠,٧٥

ومثال آخر: (راجع الأمثلة السابقة)

لنفرض أن الاختبار عدد وحداته ٥٠ ومعامل ثباته ٠,٧ فكم يكون معامل ثباته إذا أصبح عدد وحداته ١٥٠؟

وللاجابة على هذا السؤال واعتماداً على الحقيقة السابقة نجد أنه طالما أن معامل الثبات ٧, فإن هذا يعني أن التباين الحقيقي هو ٧ وتباين الخطأ ٣ والتباين العام ١٠ وبما أن ه = ٣

فإن التباين الحقيقي سوف يزيد بمقدار ن^{٢} أي ٣^{٢} أي ٩
وتباين الخطأ سوف يزيد بمقدار ن أي ٣

∴ التباين الحقيقي كان ٧ يصبح ٧ × ٩ = ٦٣
تباين الخطأ كان ٣ يصبح ٣ × ٣ = ٩
التباين العام يصبح ٧٢.

∴ معامل الثبات = $\frac{٦٣}{٧٢}$ = ٠,٨٨ (راجع المثال المناظر في حالة معادلة سبيرمان وبراون)

ومثال آخر
عدد وحدات الاختبار ٦٠ أضف إليها ١٨٠ أصبحت ٢٤٠
معامل الثبات هو ٠,٦
هذا يعني أن التباين الحقيقي ٦ وتباين الخطأ ٤
ن في هذه الحالة = ٤

∴ التباين الحقيقي يزيد بمقدار ن^{٢} أي ١٦ يصبح ٦ × ١٦ = ٩٦
وتباين الخطأ يزيد بمقدار ن أي ٤ يصبح ٤ × ٤ = ١٦
التباين العام = ١١٢

معامل ثبات الاختبار بعد الزيادة $\frac{٩٦}{١١٢}$ = ٠,٨٦ (راجع المثال المناظر)

ثانياً ـ أثر تباين درجات المجموعة على معامل الثبات

سبق أن أوضحنا أن معامل ثبات الاختبار ما هو في الحقيقة إلا معامل ارتباط من نوع ما. وعندما نحسب معامل الارتباط بين متغيرين فإن هذا المعامل يتأثر بمدى كل متغير منها. فإذا حسبنا على سبيل المثال معامل الارتباط بين الطول والوزن لمجموعة من الشباب تتراوح أطوالهم بين ١٦٥ ـ ١٧٠ سم فإن معامل الارتباط سوف يكون ضعيفاً.

ومن هذا نرى أن ضيق المدى أو اتساعه يؤثر على معامل الارتباط أو بمعنى آخر معامل ثبات الاختبار.

ولتوضيح مدى تأثر معامل ثبات الاختبار بتباين درجاته فإننا نشير إلى الاختلاف في التباين بين مجموعتين عندما يطبق عليهما اختبار واحد على أن هذا الاختلاف يعود إلى المكون الحقيقي للتباين وليس لمكون الخطأ. فنقول على سبيل المثال أن التباين الحقيقي لدرجات المجموعة (أ) أكبر من التباين الحقيقي للمجموعة (ب) ومن ثم فإن التباين العام لدرجات المجموعة (أ) أكبر من التباين العام لدرجات المجموعة (ب). وذلك إذا أخذنا في اعتبارنا أن ظروف تطبيق الاختبار على كلا المجموعتين كانت مناسبة وتتفق مع الشروط الأساسية للتطبيق بحيث لا تكون كذلك في إحدى المجموعتين وغير ذلك في المجموعة الأخرى، وعليه يمكن القول بأن الاختلاف في التباين العام يعود إلى الاختلاف في التباين الحقيقي وليس إلى الاختلاف في تباين الخطأ.

بناء على ذلك يمكن استخدام المعادلة التالية لتحديد العلاقة بين معامل ثبات الاختبار وتباين درجاته.

$$\text{ر}_{\text{ص.ص}} = ١ - \frac{\text{ع}^{٢}_{\text{س}}}{\text{ع}^{٢}_{\text{ص}}} \left(١ - \text{ر}_{\text{س.س}}\right)$$

حيث $\text{ر}_{\text{ص.ص}}$ معامل ثبات درجات الاختبار عندما نستخدم في المجموعة أو الحالة (ص)

$\text{ع}^{٢}_{\text{ص}}$ تباين درجات الاختبار عندما يستخدم في المجموعة أو الحالة (ص)

$\text{ع}^{٢}_{\text{س}}$ تباين درجات الاختبار عندما يستخدم في المجموعة أو الحالة (س)

$\text{ر}_{\text{س.س}}$ معامل ثبات الاختبار عندما يستخدم في المجموعة أو الحالة (س)

(وذلك إذا افترضنا أن التغير في التباين العام إنما يعود إلى التغير في التباين الحقيقي وليس إلى تباين الخطأ).

ولتوضيح هذه المعادلة لنأخذ المثال التالي:

لنفرض أنه عند حساب معامل ثبات اختبار ما بتطبيقه على المجموعة (س) وجد أنه يساوي ٠,٧ عندما كان تباين المجموعة (س) = ١٦. فكم يكون معامل الثبات إذا حسب في مجموعة أخرى (ص) حيث كان التباين ٢٥؟ ويمكن أن يسأل هذا السؤال بصيغة أخرى (كم يكون معامل الثبات إذا تغير تباين المجموعة نفسها من ١٦ إلى ٢٥).

للإجابة على هذا السؤال تطبق المعادلة السابقة كما يلي:

$$ر_{ص.ص} = ١ - \frac{١٦}{٢٥} (١ - ٠,٧)$$

$$= ٠,٨١$$

وهذا يوضح زيادة معامل الثبات: أي أنه بزيادة التباين في درجات المجموعة يزيد معامل الثبات.

ومثال آخر:

لنفرض أن معامل ثبات اختبار ما هو ٠,٨ في المجموعة (ص) حيث تباين درجاتها ٣٦. فكم يكون معامل الثبات في مجموعة أخرى (س) حيث يكون التباين ٢٤؟

$$٠,٨ = ١ - \frac{٢٤}{٣٦} (١ - ر_{س.س})$$

$$= ٠,٧$$

وهذا يعني أن معامل الثبات يقل عندما يقل التباين في مجموعة ما. وعليه نقول إن العلاقة بين التباين ومعامل الثبات هي علاقة طردية. مع ملاحظة أننا نتكلم عن التباين الحقيقي كسبب لزيادة التباين العام.

أما إذا افترضنا أن التغير في التباين العام يعود إلى التغير في تباين الخطأ وليس إلى التباين الحقيقي. فإن العلاقة بين تباين الدرجات ومعامل الثبات تصبح غير ذلك تماماً: ويمكن التعبير عنها بالمعادلة التالية:

$$\text{ر}_{\text{ص.ص}} = \text{ر}_{\text{س.س}} \times \frac{\text{ع}^{٢}_{\text{س}}}{\text{ع}^{٢}_{\text{ص}}}$$

(وذلك في حالة تغير التباين العام بناء على التغير في التباين الخطأ فقط وهذه حالة ليست مألوفة)

وعندما نعود إلى مثالنا الأول حيث معامل الثبات هو ,٧ والتباين ١٦ والمطلوب معرفة معامل الثبات عندما يكون التباين ٢٥.

بتطبيق المعادلة السابقة:

$$\text{ر}_{\text{ص.ص}} = ,٧ \times \frac{١٦}{٢٥} = ٠,٤٥$$

وهذا يوضح انخفاض معامل الثبات بزيادة التباين أي أن العلاقة في هذه الحالة عكسية.

وللتلخيص نقول إن العلاقة بين تباين الدرجات ومعامل الثبات تعتمد على الافتراض الأصلي الذي نفترضه لتعليل حدوث الزيادة في التباين العام فإذا افترضنا أن زيادة التباين العام إنما تعود إلى زيادة التباين الحقيقي (وهذه هي الحالة الغالبة عندما يضبط تطبيق الاختبار) وليست زيادة تباين الخطأ فإن العلاقة في هذه الحالة تكون طردية. أما إذا افترضنا أن الزيادة في التباين العام إنما تعود إلى زيادة تباين الخطأ دون التباين الحقيقي (وهذه غير مألوفة بل نادرة الحدوث) فإن العلاقة بين التباين ومعامل الثبات تكون عكسية.

فإذا سلمنا بوجود العلاقة الطردية بين التباين ومعامل الثبات بمعنى أن التباين الكبير يرتبط بمعامل الثبات الكبير. فإنه يمكن استخدام المعادلة التالية في تحديد (كم) العلاقة بين التباين ومعامل الثبات وهي:

$$\frac{\text{ع}'^{\,٢}}{\text{ع}^{\,٢}} = \frac{١ - \checkmark}{١ - \checkmark'}$$

حيث $\text{ع}'^{\,٢}$ هي التباين الأصغر

$\text{ع}^{\,٢}$ هي التباين الأكبر

$\checkmark$ معامل الثبات الأكبر

$\checkmark'$ معامل الثبات الأصغر

ويمكن حل المثال الأول كما يلي:

$$\frac{١٦}{٢٥} = \frac{١ - \checkmark}{١ - ٠{,}٧}$$

$$\therefore \checkmark = ٠{,}٨١$$

ويمكن حل المثال الثاني كما يلي:

$$\frac{٢٤}{٣٦} = \frac{١ - ٠{,}٨}{١ - \checkmark'}$$

$$\therefore \checkmark' = ٠{,}٧$$

ثانياً - صدق المقياس Validity

هناك عدة مفاهيم أساسية تتعلق بصحة الاختبار أو صدقة بمعنى أنه لا يكون الاختبار صادقاً إلا إذا توفر ما يلي:

١ - أن يكون الاختبار قادراً على قياس ما وضع لقياسه. بمعنى أن يكون الاختبار ذا صلة وثيقة بالقدرة التي يقيسها. فالاختبار الذي صمم من

أجل قياس القدرة الرياضية على سبيل المثال يجب أن يكون واضحاً أنه يقيس هذه القدرة وذلك عن طريق مدى صلته بمكونات القدرة الرياضية وعناصرها.

٢ ـ أن يكون الاختبار قادراً على قياس ما وضع لقياسه **فقط**. بمعنى أن يكون هذا الاختبار قادراً على أن يميز بين القدرة التي يقيسها والقدرات الأخرى التي يحتمل أن تختلط بها أو تتداخل معها. فاختبار في القدرة الرياضية ـ بجانب قدرته على قياس هذه القدرة ـ يجب أن يقيسها فقط بمعنى ألا يتأثر بالقدرة اللغوية على سبيل المثال حيث تصاغ الأسئلة بلغة صعبة غير مناسبة فلا يتمكن المفحوص من الإجابة على بند أو سؤال الرياضيات بسبب حاجز اللغة وعليه فإن من يقدم إجابة صحيحة على مثل هذا السؤال أو البند فلا بد أن يكون ملماً بهذه اللغة الصعبة مثل إلمامه بالرياضيات أو أكثر.

٣ ـ أن يكون الاختبار قادراً على التمييـز بين طرفي القدرة التي يقيسها. بمعنى أن يميز بين الأداء القوي والأداء المتوسط أو الأداء الضعيف. فإذا كانت درجات الاختبار جميعها تتقارب دل ذلك على صدق ضعيف لأنه أي الاختبار في حقيقة الأمر لم يقم بالمهمة الأساسية في عملية القياس وهي عملية إظهار الفروق الفردية بين أعضاء العينة.

فعلى سبيل المثال إذا وضعت قطعة كبيرة من الحجر على ميزان وسجل الميزان ١٦ كيلوغرام مثلاً ثم وضعت قطعة صغيرة جداً من نفس الحجر وسجل الميزان ١٥ كيلوجرام مثلاً. فإننا نشك كثيراً في صدق هذا الميزان أو صحته.

وبالمثل فإن الاختبار الذي لا يميز بصورة واضحة بين طرفي القدرة التي يقيسها ولا يظهر الفروق الفردية فإنه اختبار ليس بصحيح أو صادق.

هذه هي المفاهيم الثلاثة الأساسية لصدق الاختبار وربما كانت أيضاً الأساس الذي عليه يمكن أن نشير إلى أنواع الصدق والطرق المختلفة لتعيينه.

هناك شيء آخر يجب أن نشير إليه وهو أن هذا الصدق في مجمله إنما هو مفهوم نسبي. فالاختبار الذي يقيس الرياضيات ويميز بين القدرة الرياضية والقدرات الآخرى ويميز أيضاً بين طرفي القدرة الرياضية قد يكون صادقاً في مستوى معين وقد لا يكون كذلك في مستوى آخر وقد يكون صادقاً بالنسبة لمجموعة من الأداءات في القدرة الرياضية ولا يكون كذلك بالنسبة لمجموعة أخرى من الأداءات وهكذا.

أنواع الصدق

في إطار المفاهيم الثلاثة السابقة للصدق يمكن أن نميز بين عدة أنواع تم تصنيفها بصورة اختيارية لسهولة الدراسة والمناقشة:

أ - الصدق الافتراضي Assumed Validity

وهذا النوع من الصدق يقوم على افتراض من قام بإعداد الاختبار ومن يقوم على استخدامه بأن هذا الاختبار يقيس قدرة معينة وذلك بناء على ما ورد فيه من بنود أو وحدات أو تعليمات.

والحقيقة أن هذا النوع من الصدق لا يؤخذ في الاعتبار غالباً وذلك لأنه من المتوقع ألا يدل عنوان الاختبار أو بنوده أو تعليماته على ما يقيسه وبالذات بالنسبة للقدرات أو السمات التي يحتمل أن تتداخل مع بعضها البعض مثل الذكاء والقدرة الرياضية أو اللغوية أو سمة التسلط والسيطرة والقدرة على تحمل المسئولية وما إلى ذلك.

ب - الصدق الظاهري (الاولى) Face validity

ويقوم هذا النوع من الصدق على فكرة مدى مناسبة الاختبار لما يقيس ولمن يطبق عليهم ويبدو مثل هذا الصدق في وضوح البنود ومدى علاقتها بالقدرة أو السمة أو البعد الذي يقيسه الاختبار وغالباً ما يقرر ذلك مجموعة من المتخصصين في المجال الذي يفترض أن ينتمي إليه هذا الاختبار أو ذاك. حيث يؤخذ في الاعتبار التعليمات والزمن المحدد ومدى اتفاقه مع إطار مجتمع الأفراد الذي صمم من أجله والامكانيات المفروض توفرها من أجل التطبيق والتصحيح.

جـ - صدق المحتوى Content validity

وهذا النوع من الصدق يقوم على مدى تمثيل الاختبار أو المقياس للميادين أو الفروع المختلفة للقدرة التي يقيسها وكذلك التوازن بين هذه الفروع أو الميادين بحيث يصبح من (المنطقي) أن يكون محتوى الاختبار صادقا طالما أنه يشمل جميع عناصر القدرة المطلوب قياسها ويمثلها. ويقرر هذا النوع من الصدق أيضاً مجموعة من المتخصصين في مجال القدرة أو السمة التي يقيسها الاختبار.

د - الصدق التجريبي Experimental validity

وهو عبارة عن صدق الاختبار كما يعين تجريبيا أو كما يعبر عنه بمعامل الارتباط بين الاختيار وبين محك خارجي تأكدنا من صحته. وقد يكون المحك الخارجي اختبارا آخر أو أحكاماً أصدرتها مجموعة من المتخصصين على فترات طويلة ومتعاقبة بالنسبة لأنماط سلوكية معينة. أو غير ذلك من محكات يوثق بها ويعتمد عليها.

هـ ـ الصدق التنبؤي Predictive validity

وهو نوع من الصدق يعتمد على مدى قدرة الاختبار على التنبؤ بأنماط سلوك الفرد في موقف مستقبلي، وخاصة اذا كان هذا الموقف المستقبلي يتعلق بما يقيسه الاختبار. فإذا كانت دراسة الرياضيات أساسية بالنسبة للنجاح في دراسة الفيزياء أو الكمياء أو الهندسة (كما ثبت ذلك بالخبرة مثلا) فإن اختبار القدرة الرياضية الذي يطبق على مجموعة من الطلاب الدارسين لهذه المواد يمكن أن يكون مؤشرا للتفوق في هذه الميادين اذا كان لهذا الاختبار صدق تنبؤى واضح.

و ـ الصدق العاملي Factorial Validity

ويعتمد هذا النوع من الصدق على منهج التحليل العاملي الذي يقوم على تحليل مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختيارات والمحكات المختلفة من أجل الوصول إلى العوامل التي أدت الى ايجاد هذه المعاملات وسوف نتعرض لهذا المنهج في شيء من التفصيل في مكان آخر من هذا الكتاب.

ز ـ الصدق الذاتي Intrinsic Validity

وهو في الحقيقة يمثل العلاقة بين الصدق والثبات. إذ أن هذا النوع من الصدق يقوم على الدرجات التجريبية بعد التخلص من أخطاء المقياس أو بمعنى آخر الدرجات الحقيقية. ويمكن تفسير ذلك بأن الدرجات الحقيقية أصبحت هي المحك الذي ينسب إليه صدق الاختبار. وكما سبق أن أوضحنا عند مناقشتنا للثبات من أن ثبات الاختبار هو في الواقع عبارة عن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقة عندما تتم إعادة الاختبار على نفس المجموعة. أو عندما نستطرد ونقول إن الصدق الذاتي أو الحقيقي يعبر عما يحتويه الاختبار حقيقة من القدرة التي يقيسها خالية من أي أخطاء أو شوائب: بمعنى مقدار تشبع هذا الاختبار بما يقيسه حقيقة من قدرة.

ونحن نعلم أن $\surd_{٢.١}$ = ش~١ × ش~٢ (حيث ش~١، ش~٢ مقادير تشبعات)، أن $\surd_{١.١}$ = ش~^{٢}

∴ يمكن أن تلخص العلاقة بين الصدق الذاتي والثبات بالمعادلة التالية:

معامل الصدق الذاتي = $\sqrt{\text{معامل الثبات}}$

فإذا كان معامل ثبات اختبار هو ٠,٨١ فإن معامل صدقه الذاتي وكذلك الحد الأقصى لمعامل الصدق التجريبي أو الصدق العاملي هو $\sqrt{٨١}$ و = ٠,٩ وهذا يعنى أن معامل الصدق الذاتي لأي اختبار هو الحد الأقصى لمعامل صدقه سواء حسب بطريقة المحك الخارجي أو عن طريق منهج التحليل العاملي.

طرق تعيين معامل صدق الاختبار

سوف نستعرض في الفقرات التالية الطرق التي يمكننا بها تعيين معامل صدق الاختبار مع ملاحظة أنه ليست كل هذه الطرق صالحة لكل أنواع الاختبارات وهذا ما يجب أن يؤخذ في الاعتبار.

١ ـ طريقة استطلاع أراء الحكام

تعتمد هذه الطريقة على فكرة الصدق الظاهري وصدق المحتوى معا. بمعنى أنه من المطلوب أن يقدر الحكم المتخصص مدى علاقة كل بند من بنود الاختبار أو المقياس بالسمة أو القدرة المطلوب قياسها وذلك بعد توضيح معنى هذه السمة أو القدرة بصورة إجرائية.

وهذه الطريقة ممكنة الاستخدام في حالات اختبارات الشخصية بل ويمكن الاعتماد عليها **في إعداد الاختبار الصادق في** هذا الميدان. وتلخص هذه الطريقة في عدة خطوات نصفها على النحو التالي:ـ

أ ـ يقوم الباحث بإعداد البنود أو العبارات التي يحتمل أن تقيس

السمة المطلوبة ولتكن « القدرة على تحمل المسئولية » . وبطبيعة الحال .. وكما سنوضح فيما بعد - فإن على الباحث أن يجهز من البنود عددا يفوق بكثير العدد الذي يريد أن يكون منه الاختبار المطلوب . كما يجب أن يراعى أيضا شروط اعداد البنود وما إلى ذلك .

ب - تطرح هذه البنود على مجموعة من الحكام المتخصصين - في هذه الحالة يفترض أن يكون هؤلاء الحكام من الدارسين لعلم النفس عامة والشخصية الانسانية على وجه الخصوص - ويستحسن أن يزيد عدد الحكام عن ٣٠ .

هـ - تجهز التعليمات التي تسبق البنود أو العبارات على النحو التالي :

« هذه مجموعة من العبارات (أو البنود) يحتمل أن تقيس ما نسميه بالقدرة على تحمل المسئولية بمعنى : إقبال الفرد على حمل المسئولية ومثابرته وتصميمه على أداء عمله وإكماله حتى نهايته وفي الموعد المحدد . وجدية الفرد في نظرته لأمور الحياه اليومية واحترامه لكلمته وكونه محل ثقة وتقدير في المجال المهني أو الاجتماعي .

وأمام كل عبارة من هذه العبارات تدريج من صفر - ١٠ .

إقرأ العبارة جيدا فإذا كنت تجد أن هذه العبارة تقيس القدرة على تحمل المسئولية **تماما** ضع دائرة حول الرقم ١٠ واذا كنت ترى أن هذه العبارة لا تقيس هذه القدرة **مطلقا** ضع دائرة حول صفر **وذلك بغض النظر عن اتجاه العبارة** .وهكذا يمكنك أن تدرج الاجابة بين صفر ، ١٠ .

وإليك المثال التالي :

١ - يجب أن يكمل عمله حتى نهايته ١٠ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ ١٠
٢ - غير مرتب أو منظم في عمله دائماً ٠ ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ ١٠

العبارة الأولى وهي **موجبة الاتجاه** تقيس القدرة على تحمل المسئولية ولذلك وضعت دائرة حول ١٠ والعبارة الثانية وهي **سالبة الاتجاه** تقيس أيضاً نفس القدرة ولذلك وضعت دائرة حول ١٠ رغم اختلاف اتجاه العبارة في كل حالة.

د - تصنف أراء الحكام بالنسبة لكل عبارة وتحت التدريجات من٠ - ١٠ وتحسب النسب المئوية من كل خانة:

مثال:

العبارة رقم ١:

	٠	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
عدد الحكام:	٢	٥	٥	١٨	٥	١٠	٣٠	١٠	٣	٧	٥
نسبة الحكام:	,٠٢	,٠٥	,٠٥	,١٨	,٠٥	,١٠	,٣٠	,١٠	,٠٣	,٠٧	,٠٥

(لاحظ أن العدد الكلي للحكام = ١٠٠)

هـ - نحسب درجة صدق كل عبارة باستخدام القانون التالي:

$$\text{و} = \text{ح}_{\text{د}} + \frac{\text{,٥} - \text{مج ن}}{\text{ن}_{\text{و}}}$$

حيث **و** هي درجة صدق العبارة

$\text{ح}_{\text{د}}$ الحد الأدنى للفئة الوسيطية (الفئة التي يقع فيها الوسيط)

مج **ن** مجموع النسب التي تقع قبل الفئة الوسيطية

$\text{ن}_{\text{و}}$ النسبة الوسيطية

وعند تطبيق القانون في مثالنا السابق نجد أن الفئة الوسيطية هي الفئة (٦) والتي يحتمل أن يكون الوسيط فيها:

$$\therefore \text{و} = \text{٥,٥} + \frac{\text{,٥} - \text{,٤٥}}{\text{,٣}}$$

$$= \text{٥,٦٧}$$

وهكذا تحسب هذه الدرجة ى بالنسبة لكل عبارة وهي الدرجة التي **تدل** على صدق العبارة.

و - يتم ترتيب العبارات حسب الدرجة ى ترتيبا تنازليا أي نبدأ بأعلى درجة وننتهي بأقل درجة ويقوم الباحث بأخذ **الثلث الأعلى** من العبارات ليكون منها الاختبار المطلوب.

٢ - طريقة المحك الخارجي

وتقوم هذه الطريقة على فكرة ارتباط الاختبار بمحك خارجي ثبت صدقه أو تأكدنا منه نتيجة كثرة البحوث أو الاستخدام أو غير ذلك من المعايير التي تساعد الباحث على تحديد المحك المناسب لقياس صدق الاختبار الذي يقوم باعداده.

وقد سبق أن قلنا أن هذا المحك قد يكون اختبارا أخر ففي حاله اختبارات الذكاء التي يعدها الباحثون لا مانع من استخدام اختبار بينية أو اختبار وكسلر وذلك نظرا لكثرة استخدام هذين الاختبارين في ميدان قياس الذكاء وكثرة ما أجرى عليهما من دراسات وبحوث وتقارير.

وقد يكون هذا المحك مجموعة من الاحكام التي أصدرها متخصصون واتخذت صفة الاستقرار والوضوح لفترة طويلة من الزمن مثل الخصائص المطلوبة للنجاح في مهنة معينة أو ما أشبه ذلك.

وعلى العموم سوف نلخص فيما يلي كيفية تعيين صدق الاختبار عن طريق وجود محك خارجي وليكن اختبارا آخر:

أ - يقوم الباحث باختيار المحك الخارجي بناء على الشروط والمعايير التي يجب أن تتوفر في المحك الصادق من حيث ما أشير إليه سابقاً مثل كثرة الإستخدام أو الدراسات والتقارير ومن حيث أن يكون مناسبا لنفس

المرحلة العمرية التي صمم من أجلها الاختبار وطبيعة المجموعة التي سوف يطبق عليها.

ب - يتم تطبيق الاختبار المطلوب تعيين صدقه على العينة أولا ثم يتم بعد ذلك تطبيق الاختبار المحك - ومع ملاحظة الفترة الزمنية لتفادي عوامل الملل والاجهاد وغير ذلك.

جـ - يحسب معامل الارتباط بين درجات العينة على الاختبار المحك ودرجاتهم على الاختبار المطلوب تعيين معامل صدقه. ويدل هذا المعامل على صدق الاختبار.

والحقيقة أن مجرد حساب معامل صدق الاختبار بهذه الطريقة لا يدل مباشرة على قدرة الاختبار على التنبؤ بالقدرة التي يقيسها ومن المفروض أيضا أن يقيسها المحك الخارجي.

لذلك ينصح أحيانا استخدام معادلة الانحدار - سبق الاشارة اليها - لحساب قدرة الاختبار على التنبؤ.

فاذا فرضنا أن درجات الاختبار هي (س) ودرجات المحك الخارجي هي (ص) ومعامل صدق الاختبار هو $\sqrt{\text{ر}}$ س.ص.

$$\therefore \text{ص} = \text{ر}_{\text{س.ص}} \times \underline{\text{ع ص}} \, (\text{س} - \text{م}_{\text{س}}) + \text{م ص}$$

حيث ع س الانحراف المعياري لدرجات الاختبار
ع ص الانحراف المعياري لدرجات المحك الخارجي
م س متوسط درجات الاختبار
م ص متوسط درجات المحل الخارجي

ومن ثم يمكن استنتاج ص من س. كما يمكن أيض حساب الخطأ المعياري للانحدار كما يلي:-

$$\text{ع}_{\text{ص-س}} = \text{ع}_{\text{ص}} \sqrt{1 - \text{ر}^{2}_{\text{س.ص}}}$$

حيث $\text{ع}_{\text{ص-س}}$ الخطأ المعياري لاستنتاج قيمة ص من س

$\text{ع}_{\text{ص}}$ الانحراف المعياري لدرجات المحك الخارجي

$\text{ر}_{\text{س.ص}}$ معامل صدق الاختبار (معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجي)

وما يجب أن نشير اليه أيضا هو أن من العوامل التي تؤثر في علاقة الاختبار بالمحك (معامل صدق الاختبار) معامل ثبات كل من المحك الخارجي والاختبار نفسه بحيث نحتاج الى تعديل معامل الصدق التجريبي قبل أن نستخدمه في معادلة الانحدار من أجل عملية التنبؤ. ويمكن تعديل معامل الصدق باستخدام المعادلة التالية:

$$\text{ر}_{(\text{س ص})} = \frac{\text{ر}_{\text{س ص}}}{\sqrt{\text{ر}_{\text{س س}} \times \text{ر}_{\text{ص ص}}}}$$

حيث $\text{ر}_{(\text{س ص})}$ معامل صدق الاختبار بعد التعديل

$\text{ر}_{\text{س ص}}$ معامل صدق الاختبار قبل التعديل (معامل الصدق التجريبي)

$\text{ر}_{\text{س س}}$ = معامل ثبات الاختبار

$\text{ر}_{\text{ص ص}}$ = معامل ثبات المحك الخارجي.

فإذا كان معامل الصدق التجريبي لاختبار ما هو ٠,٨١ ومعامل ثباته ٠,٨٨ ومعامل ثبات المحل الخارجي هو ٠,٩٤. كم يكون معامل الصدق الحقيقي للاختبار (معامل الصدق بعد التعديل).

$$\therefore ر\,(س\,ص) = \frac{٠,٨١}{\sqrt{,٨٨ \times ,٩٤}} = ٠,٨٩$$

(راجع الصدق الذاتي والعلاقة بين الصدق الثبات)

٣ ـ طريقة مقارنة الأطراف

وهذه طريقة ثالثة تستخدم في تعيين معامل صدق الاختبار وتقوم من أساسها على مفهوم قدرة الاختبار على التميز بين طرفي القدرة التي يقبسها.

ويمكن أن تتم هذه المقارنة بأسلوبين مختلفين:

أ ـ مقارنة الأطراف في الاختبار والمحك الخارجي: وفي هذا الأسلوب يتم مقارنة الثلث الأعلى في درجات الاختبار بالثلث الأعلى في درجات المحك الخارجي. والثلث الأدنى في درجات الاختبار بالثلث الأدنى في درجات المحك الخارجي.

وتستخدم لهذه المقارنة طريقة حساب الدلالة الاحصائية للفرق بين المتوسطات او حساب قيمة ت.

فإذا لم تكن هناك دلالة إحصائية للفرق بين المتوسطين في حالة مقارنة الثلث الأعلى في درجات المحك بالثلث الأعلى في درجات الاختبار، وإذا لم تكن هناك دلالة إحصائية للفرق بين المتوسطين في حالة مقارنة الثلث الأدنى في درجات المحك بالثلث الأدنى في درجات الاختبار. في هذه الحالة يمكن أن نقول إن الاختبار صادق ـ بطبيعة الحال نحن نفترض صدق المحك الخارجي الذي يتم اختياره من أجل تعيين صدق الاختبار ـ كما نفترض أيضاً تكافؤ المحك الخارجي مع الاختبار من حيث البناء.

ب ـ مقارنة الأطراف في الاختبار فقط: وهذا أسلوب آخر يعتمد على مقارنة درجات الثلث الأعلى بدرجات الثلث الأدنى في الاختبار وتتم هذه المقارنة عن طريق حساب الدلالة الاحصائية للفرق بين المتوسطين. فإذا

كانت هناك دلالة احصائية واضحة للفرق بين متوسط الثلث الأعلى ومتوسط الثلث الأدنى يمكن القول بأن الاختبار صادق.

والحقيقة أن هذه الطريقة عموماً طريقة سهلة وأقل دقة من طريقة التحليل العاملي أو المحك الخارجي. ولكنها تعطي مؤشراً سريعا عن مدى صدق الاختبار.

٤ - طريقة التحليل العاملي

سوف نتعرض بشيء من التفصيل لمنهج التحليل العاملي في مكان آخر من هذا الكتاب. ولكن لا مانع من الإشارة إلى هذه الطريقة كطريقة دقيقة في حساب معامل صدق الاختبار.

وتتلخص هذه الطريقة في اختبار مجموعة من المحكات الخارجية بالإضافة إلى الاختبار أو الاختبارات التي يراد تعيين معامل الصدق بالنسبة إليها.

وتحسب معاملات الارتباط البينية لمجموعة الاختبارات هذه (الاختبارات والمحكات الخارجية) ثم نحلل هذه المعاملات من أجل الوصول إلى مقدار تشبع كل اختبار بالعامل العام والعوامل الأخرى المشتركة بين هذه الاختبارات جميعاً.

ويدل مقدار تشبع الاختبار بالعامل العام (مثلاً) على صدقه بالنسبة لقياس هذا العامل. وهكذا بالنسبة لبقية العوامل. فإذا كان تشبع الاختبار بالعامل العام (الأول) = ٠,٨ فإن هذا الاختبار يعتبر صادقاً في قياسه لهذا العامل العام ومعامل صدقه = ٠,٨.

٥ - طريقة جداول التوقع Expectancy tables

تعتمد هذه الطريقة على حساب التكرار المزدوج لدرجات الاختبار المطلوب تعيين معامل صدقه ودرجات أو مستويات الأداء في المحك الخارجي (لاحظ أن المحك الخارجي ليس دائماً اختباراً بالضرورة). ويتم تنظيم التكرارات والنسب المئوية المناظرة لها في جداول تسمى جداول التوقع تساعد على تقدير مدى صدق الاختبار بالنسبة لكل مستوى من مستويات المحك الخارجي.

والمثال التالي يوضح هذه الطريقة.

لنفرض أن الاختبار المطلوب تعيين معامل صدقه هو اختبار في القدرة الميكانيكية وأن المحك الخارجي الذي سوف نستخدمه لتعيين صدق هذا الاختبار هو مجموعة من الأحكام الثابتة لمتخصصين في المهنة التي تعتمد على القدرة الميكانيكية والتي بناء عليها تم تصنيف المتدربين إلى خمسة مستويات.

بمعنى أن الاختبار طبق على ٣١٠ من المتدربين ثم وزع هؤلاء المتدربون بناء على أحكام الخبراء إلى: مستوى دون المتوسط (١)، متوسط (٢)، فوق المتوسط (٣)، جيد جداً (٤) وممتاز (٥).

والجدول التالي يوضح فكرة التكرار المزدوج

فئات درجات الاختبار	مستويات المحك الخارجي (١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	المجموع
٤٠ ـ ٤٩	٤	١٢	١٠	٤		٣٠
٥٠ ـ ٥٩	٧	٢٣	٢٨	٢		٦٠
٦٠ ـ ٦٩	١٠	٢٥	٤٥	٢٥	١٠	١١٥
٧٠ ـ ٧٩	ـ	٦	١٤	٢٥	١٥	٦٠
٨٠ ـ ٨٩	ـ	ـ	٥	٢٠	٥	٣٠
٩٠ ـ ٩٩	ـ	ـ	ـ	١٠	٥	١٥

وهذا الجدول يعني أن الحاصلين على درجات في الاختبار تقع بين ٤٠ ـ ٤٩ هم ٣٠ فرداً يتوزعزن **حسب المحك الخارجي** إلى ٤ دون المتوسط ١٢ متوسط، ١٠ فوق المتوسط، ٤ جيد جداً، صفر ممتاز. (السطر الأول) كما يعنى هذا الجدول أيضاً أن الحاصلين على درجات في الاختبار تقع بين ٩٠ ـ ٩٩ هم ١٥ فرداً يتوزعزن **حسب المحك الخارجي** إلى صفر دون

المتوسط، صفر متوسط، صفر فوق المتوسط، ١٠ جيد جداً، ٥ ممتاز (السطر الأخير).

وهكذا يمكن وصف بقية سطور الجدول.

الخطوة التالية بعد إعداد هذا الجدول هي تحويل التكرارات داخل الخلايا إلى **نسب مئوية** حتى تستطيع الحصول على ما يسمى بجدول التوقع وذلك على النحو التالي:

	مستويات المحك الخارجي					
فئات درجات الاختبار	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	المجموع
٤٠ ـ ٤٩	١٣	٤٠	٣٤	١٣		١٠٠٪
٥٠ ـ ٥٩	١٢	٣٨	٤٧	٣		١٠٠٪
٦٠ ـ ٦٩	٩	٢٢	٣٨	٢٢	٩	١٠٠٪
٧٠ ـ ٧٩		١٠	٢٣	٤٢	٢٥	١٠٠٪
٨٠ ـ ٨٩			١٧	٦٦	١٧	١٠٠٪
٩٠ ـ ٩٩				٦٧	٣٣	١٠٠٪

ومن هذا الجدول نجد أنه في فئة المتدربين الحاصلين على درجات بين ٥٠ ـ ٥٩ احتمال الحصول على تقدير جيد جداً في المهنة التي تتصل بهذا الاختبار هو ٣٪ بينما نجد أن هذا الاحتمال يصل إلى ٦٧٪ بالنسبة للحاصلين على درجات في الاختبار تقع بين ٩٠ ـ ٩٩.

وهكذا نستطيع أن نقدر مدى صدق اختبار القدرة الميكانيكية بالنسبة لكل مستوى من مستويات المحك الخارجي عن طريق هذه الجداول.

(**ملحوظة:** يمكن تحويل الجدول الأول إلى جدول رباعي ثم حساب معامل الارتباط الرباعي للحصول على ما يدل مع معامل صدق الاختبار).

العوامل التي تؤثر على صدق الاختبار

هناك عوامل عديدة تؤثر على معامل صدق الاختبار ولكن يمكن أن نعالج هذه العوامل على النحو التالي:

١ - أثر طول الاختبار على معامل صدقه

قبل أن نناقش أثر طول الاختبار على صدقه نحب أن نوضح حقيقة هامة وهي «**أن النسبة بين معامل الصدق التجريبي للاختبار وصدقه الذاتي لا تتغير بزيادة طول الاختبار**».

أي أن $\frac{\text{ر}_{\text{س ص}}}{\sqrt{\text{ر}_{\text{س س}}}}$ = مقدار ثابت في حالة اختبار ما

حيث $\text{ر}_{\text{س ص}}$ معامل الصدق التجريبي للاختبار

(معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجي)

$\text{ر}_{\text{س س}}$ معامل ثبات الاختبار.

وهناك عدة حالات توضح علاقة طول الاختبار بصدقه مع ملاحظة أن معامل الصدق هو معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجي:

أ - عندما يزيد طول الاختبار بمقدار ن مرة

ويزيد طول المحك الخارجي بمقدار **ل مرة**

فإن العلاقة بين طول الاختبار وصدقه يعبر عنها بالمعادلة الآتية:

$$\text{ر}_{\text{ن ل ١.٢}} = \frac{\text{ر}_{\text{١.٢}}}{\sqrt{\frac{1}{\text{ن}} + (1 - \frac{1}{\text{ن}})\,\text{ر}_{\text{١.١}}}\ \sqrt{\frac{1}{\text{ل}} + (1 - \frac{1}{\text{ل}})\,\text{ر}_{\text{٢.٢}}}}$$

حيث $\text{ر}_{\text{ن ل ١.٢}}$ = معامل صدق الاختبار بعد زيادة ن مرة وزيادة المحك ل مرة

$\text{ر}_{٢.١}$ = معامل صدق الاختبار قبل الزيادة (أي معامل الارتباط بين الاختبار والمحك)

$\text{ر}_{١.١}$ = معامل ثبات الاختبار

$\text{ر}_{٢.٢}$ = معامل ثبات المحك الخارجي

ن، ل = عدد مرات الزيادة.

فلو فرض أن معامل الصدق التجريبي لاختبار ما هو ٠,٨ ومعامل ثباته ٠,٩ بينما كان معامل ثبات المحك الخارجي ٠,٩٥ . فإذا زاد طول الاختيار ٤ مرات وزاد طول المحك مرتين. كم يكون معامل صدق الاختيار في هذه الحالة؟

للإجابة على هذا السؤال تطبق المعادلة السابقة حيث:

$$\text{ر}_{٢.١\,\text{ل ن}} = \frac{,٨}{\sqrt{\frac{١}{٤} + (١ - \frac{١}{٤})\ ,٩}\ \sqrt{\frac{١}{٢} + (١ - \frac{١}{٢})\ ,٩٥}} = ٠,٨٤$$

لاحظ ارتفاع معامل الصدق من ٠,٨ إلى ٠,٨٤ في حالة إطالة الاختبار ٤ مرات والمحك الخارجي مرتين.

ب ـ عندما يزيد طول الاختبار بمقدار ن مرة ويبقى طول المحك الخارجي كما هو.

فإن العلاقة بين طول الاختبار ومعامل صدقه يمكن أن يعبر عنها بالمعادلة التالية:

$$\text{ر}_{\text{ن}\,٢.١} = \frac{\text{ر}_{٢.١}\sqrt{\text{ن}}}{\sqrt{١ + (\text{ن} - ١)\ \text{ر}_{١.١}}}$$

حيث $\text{ر}_{\text{ن}٢١}$ معامل صدق الاختبار بعد زيادة طوله ن مرة

$\text{ر}_{٢١}$ معامل صدق الاختبار قبل الزيادة

$\text{ر}_{١٠١}$ معامل ثبات الاختبار

ن عدد مرات الزيادة

لنفرض أن معامل صدق الاختبار هو ٠,٨ ومعامل ثباته ٠,٩ فكم يصبح معامل صدقه إذا زاد طوله ٤ مرات؟

تطبق المعادلة السابقة:

$$\text{ر}_{\text{ن}٢١} = \frac{٨, \times \sqrt{٤}}{\sqrt{١ + (٤ - ١)\ ٩,}} = ٠,٨٣$$

لاحظ إرتفاع معامل الصدق من ٨, إلى ٨٣, في حالة زيادة طول الاختبار ٤ مرات.

هـ ـ عندما يزيد طول الاختبار الى ما لا نهاية
أي يصبح ثابتاً تماماً ($\surd_{١٠١} \approx ١$)

وفي هذه الحالة يصبح الصدق بعد الزيادة هو النسبة بين معامل الصدق القديم ومعامل الصدق الذاتي (الحذر التربيعي لمعامل الثبات) أي أن:

$$\text{ر}_{٢١\infty} = \frac{\surd_{٢١}}{\sqrt{\surd_{١٠١}}}$$

حيث $\text{ر}_{٢١\infty}$ = معامل صدق الاختبار بعد الزيادة

$\text{ر}_{٢١}$ = معامل صدق الاختبار قبل الزيادة

$\text{ر}_{١٠١}$ = معامل ثبات الاختبار

ففي حالة الاختبار الذي معامل صدقه ٠,٩١ ومعامل ثباته ٩٥, يصبح معامل صدقه بعد زياده إلى ما لا نهاية يساوي:

$$\text{ر}_{\text{٢١}\infty} = \frac{,\text{٩١}}{\sqrt{,\text{٩٥}}} = \text{٠٠,٩٣}$$

ء ـ عندما يزيد طول الاختبار إلى ما لا نهاية
ويزيد طول المحك إلى ما لا نهاية

$$\therefore \text{ر}_{\infty\infty} = \frac{\text{ر}_{\text{٢١}}}{\sqrt{\text{ر}_{\text{١.١}} \times \text{ر}_{\text{٢.٢}}}}$$

حيث ر∞∞ = معامل الصدق بعد الزيادة
$\text{ر}_{\text{٢١}}$ = معامل الصدق قبل الزيادة
$\text{ر}_{\text{١.١}}$ = معامل ثبات الاختبار
$\text{ر}_{\text{٢.٢}}$ = معامل ثبات المحك

فإذا كان معامل الصدق قبل الزيادة ٠,٨ ، معامل ثبات الاختبار ,٩ ومعامل ثبات المحك ,٩٥.

$$\therefore \text{يكون معامل الصدق بعد الزيادة} = \frac{,\text{٨}}{\sqrt{,\text{٩} \times ,\text{٩٥}}} = \text{٠,٨٧}$$

(راجع معادلة تعديل معامل الصدق التجريبي قبل استخدامه في معادلة الانحدار من أجل التنبؤ).

٢ ـ أثر التباين على معامل صدق الاختبار

سبق أن أوضحنا أن أحد المفاهيم الهامة لصدق الاختبار هو قدرته على أن يميز بين طرفي القدرة التي يقيسها أو بمعنى آخر إظهار الفروق الفردية في مجال هذه القدرة.

كما يجب أن تتذكر أيضاً أن أحد المسلمات الأساسية لنظرية القياس مسلم وجود الفروق الفردية وعليه تقوم عمليات القياس المختلفة.

وبناء على ذلك فإن الطريقة التي ناقشنا بها أثر تباين درجات المجموعة على ثبات الاختبار لا بد وأن تلقى الكثير من الضوء على علاقة صدق الاختبار بتباين درجاته. فإذا افترضنا أن جميع الظروف الأخرى ثابتة فإن معامل صدق الاختبار يتناسب طردياً مع تباين درجات المجموعة. بمعنى أنه كلما زاد تباين الدرجات كلما أدى ذلك إلى زيادة قيمة معامل صدق الاختبار.

ويجب أن نلاحظ أيضاً أن زيادة التباين هي زيادة التباين الحقيقي الذي يؤدي بدوره إلى إظهار الفروق الفردية ويناسب طردياً مع القيمة العددية لمعامل الصدق.

العلاقة بين الصدق والثبات

لا بد وأن نتوقع أن تكون هناك علاقة أكيدة بين صدق الاختبار وثباته خاصة وأن كلا المفهومين يبحثان في مدى كفاءة الاختبار ومناسبته للمسلمات الرئيسية لنظرية القياس.

ومفهوم الثبات يبحث في مدى استقرار درجات الاختبار عندما تتغير الظروف الخارجية بمعنى أن الثبات يختص بالاختبار ودرجاته. أما مفهوم الصدق فإنه يتجاوز الاختبار ودرجاته إلى محك خارجي وذلك من أجل تعيين معامل صدق الاختبار سواء بصورة بسيطة مباشرة أي بحساب معامل الارتباط بين الاختبار والمحك أو المقارنة الطرفية أو بصورة أكثر تعقيداً عندما يستخدم منهج التحليل العاملي للوقوف على صدق الاختبار في ضوء تشبعه بالعوامل التي يقيسها.

وربما كانت الصعوبة الأساسية في عملية تعيين صدق الاختبار هي إيجاد المحك الخارجي (المصدق أو المعتمد) الذي يمكن الرجوع إليه دون شك أو تردد.

والاختبار الثابت ـ أي إذا كان معامل ثباته عالياً ـ هو اختبار أيضاً عالي الصدق من الناحية النظرية ـ وخاصة إذا نظرنا إلى مفهوم الصدق الذاتي ـ ولكن قد يكون غير ذلك تماماً من الناحية العملية التطبيقية.

أما الاختبار الصادق ـ أي إذا كان معامل صدقه عالياً ـ لا بد وأن يكون اختباراً ثابتاً من الناحية النظرية والتطبيقية.

بناء الاختبارات Test construction

تعتبر عملية بناء أو تكوين الاختبارات من العمليات الفنية الأساسية التي يجب أن يلم بها ويتدرب عليها دارس القياس في علم النفس. ومن هنا أكتسبت هذه العملية أهمية خاصة في أي مقرر من مقررات القياس النفسي أو الاختبارات والمقايس. وسوف نستعرض في الفقرات التالية أهم المفاهيم والأسس التي تبنى عليها هذه العملية.

ويمكن أن نعرض الخطوات الأساسية لبناء الاختبار كما يلي:

١ ـ تحديد القدرة أو السمة المطلوب قياسها: إذ أن هذه هي الخطوة الأولى والتي سوف يحدد بناء عليها المحور الأساسي للإختبار. ففي كثير من الأحيان يكون تحديد القدرة أو السمة مشكلة بالنسبة للباحث. ذلك لأنه يريد أن يقيس مجموعة من الأنماط السلوكية التي قد تبدو مترابطة منطقياً ولكن ليس من السهل تحديد هذه السمة أو تلك القدرة التي تجمع هذه الأنماط السلوكية مع بعضها البعض ـ وبناء على هذا التحديد تكون الخطوة التالية من خطوات بناء الاختبار.

فعلى سبيل المثال عندما نحدد القدرة المطلوب قياسها على أنها القدرة اللغوية أو السمة على أنها سمة الثبات الإنفعالي. فإننا نتوقع أن تكون جميع الأنماط السلوكية التي تضمها «القدرة اللغوية» مرتبطة منطقياً: فالكتابة والمفردات اللغوية والمرادفات والتصنيف اللغوي (الإعراب) والقراءة

والتعبير وتذوق جمال اللغة... وغير ذلك يمكن أن نقول أنها مجموعة من الأنماط السلوكية اللغوية ترتبط ببعضها البعض ارتباطاً منطقياً أو ترتبط ببعضها البعض أكثر مما ترتبط بأنماط سلوكية أخرى.

وكذلك بالنسبة لسمة الثبات الإنفعالي حيث نتوقع نفس الشيء من سلوك الاتزان. وقلة التوتر والقلق وعدم القابلية للإثارة السريعة وغير ذلك من الأنماط السلوكية المرتبطة بمفهوم الثبات الإنفعالي.

ولهذا فإننا نعتبر الخطوة الأولى في بناء الاختبار هي «التحديد الجيد» للقدرة أو السمة المطلوب قياسها إذ أن هذا التحديد الجيد سوف يؤدي بصورة منطقية إلى الخطوة التالية في بناء الاختبار.

٢ ـ تعريف القدرة أو السمة تعريفاً إجرائياً: ونقصد بالتعريف الإجرائي التعريف العملي أو الوظيفي الذي يمكن أن يستدل منه على العمليات السلوكية التي تتضمنها القدرة أو السمة والذي يدل كذلك على وظيفتها.

فعندما نعرف القدرة اللغوية تعريفاً اجرائياً ونقول على سبيل المثال إنها القدرة على التعبير شفاهة أو كتابة عن المفاهيم والمدركات باستخدام التراكيب اللفظية الصحيحة المناسبة... الخ. فإن هذا التعريف الإجرائي سوف يساعدنا على معرفة العمليات السلوكية اللغوية التي تشملها القدرة على التعبير عن الفكرة أو المفهوم أو المدرك مثل الوصف أو الرواية أو استخدام التركيب اللغوي الصحيح والمفردات المناسبة في مكانها المناسب أو غير ذلك.

وعندما نعرف سمة الميل الاجتماعي (أو القدرة الإجتماعية) تعريفاً اجرائياً فنقول انها الميل إلى الاجتماع بالآخرين وتكوين الصدقات في يسر وسهولة واجتذاب الاتجاهات الإيجابية من الأخرين والاهتمام بالأمور

الاجتماعية العامة وما إلى ذلك، فإن هذا التعريف سوف يساعدنا على معرفة العمليات السلوكية الإجتماعية التي تشملها القدرة الاجتماعية أو الميل الاجتماعي.

وبناء على ذلك فإن التعريف الإجرائي هو نوع من التحديد الجيد العملي أو الوظيفي للسمة أو القدرة. وسوف يؤدي منطقياً إلى الخطوة التالية في بناء الاختبار.

٣ ـ تحليل القدرة (أو السمة) تحليلاً إجهادياً:

نقصد بالتحليل الإجهادي Exhaustive analysis تحليل القدرة أو السمة إلى أدق عناصرها حيث لا تكتفي فقط بالتحليل العام بل نتجاوزه إلى ذلك التحليل المتخصص الدقيق الذي يوضح كل عنصر من العناصر المكونة للقدرة أو السمة. ومن الواضح هنا أن هذه الخطوة لا بد وأن تبنى على الخطوتين السابقتين وهما التحديد والتعريف الإجرائي.

فلا نكتفي على سبيل المثال عند تحليل القدرة الرياضية بأن نشير إلى عنصر مثل عمليات الإضافة أو الاستدلال الرياضي أو التطبيقات الرياضية...الخ.

بل تتعدى هذا التحليل إلى توضيح عمليات الإضافة توضيحاً دقيقاً على النحو التالي:

عمليات الجمع (الاعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية)
عمليات الطرح (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية)
عمليات الضرب (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية)
عمليات القسمة (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية) وهكذا

ولا نكتفي أيضاً عند تحليل سمة التسلط والسيطرة بأن نشير إلى عنصر مثل الزعامة أو إدارة الأفراد أو سلوك التميز والعلوية بل نتعمد توضيح

عنصر الزعامة على سبيل المثال توضيحاً دقيقاً ليشمل: المبادأة - وتنظيم الجماعات - توجيه أنشطة الآخرين وما إلى ذلك.

وعندما ينتهي الباحث من تحليل القدرة أو السمة (وقد يكون ذلك بمساعدة المتخصصين في مجال القدرة) والوصول إلى عناصرها الدقيقة، يمكنه أن ينتقل إلى الخطوة التالية.

٤ - تحديد أوزان العناصر: وتعتبر هذه خطوة هامة في تصميم الاختبار حيث تتم بعرض هذه العناصر على مجموعة من المتخصصين في ميدان القدرة من أجل إعطاء أوزان خاصة بالعناصر (سواء بالترتيب أو غير ذلك) حتى يستطيع الباحث أن يحدد التوزيع النسبي لعناصر القدرة أو السمة بل ربما يضيف المتخصصون إلى هذه العناصر أو يحذفون منها.

فعلى سبيل المثال عند عرض عناصر القدرة اللغوية على مجموعة من المتخصصين في اللغة. فقد ينتهي الأمر إلى ترتيب هذه العناصر على النحو التالي:

١ - التعبير عن الفكرة أو المفهوم
٢ - وصف المدركات المنظورة
٣ - الرواية
٤ - التراكيب اللغوية الصحيحة
٥ - القياس في اللغة
٦ - ....
٧ - ....

وهكذا. وهذا الترتيب يعني أن العنصر الأول هو أهم العناصر يليه الثاني ثم الثالث وهكذا.

وعندما ينتهي الباحث من تحديد أوزان العناصر بناء على أحكام المتخصصين في ميدان القدرة أو السمة يمكنه أن ينتقل إلى الخطوة التالية.

٥ ـ اقتراح البنود أو الوحدات

تأتي هذه الخطوة بناء على ما سبق من خطوات حيث يقوم الباحث باقتراح مجموعة كبيرة من البنود أو الوحدات تغطي جميع العناصر التي سبق أن حصل عليها نتيجة التحليل الاجهادي للقدرة أو السمة ويأخذ في اعتباره عند اقتراح البنود أوزان العناصر والتوزيع النسبي لها بحيث يقابل العنصر الأهم عدد أكبر من البنود من العنصر التالي في الأهمية وهكذا.

كما يجب أن يلاحظ الباحث أيضاً أن عليه أن يقترح عدداً من البنود أكثر بكثير مما يتوقع أن يحتويه الاختبار حيث أنه سوف يتم بعد ذلك الاستغناء عن عدد يتراوح بين ٣٠٪، ٤٠٪ من عدد البنود المقترحة.

ويجب على الباحث أن يراعي شروط صياغة البند من حيث التركيب واللغة ومستوى وطبيعة المجموعة التي يصمم الاختبار من أجلها.

وهنا نشير إلى أنواع البنود أو الوحدات التي يمكن للباحث أن يكون منها الاختبار:

أ ـ بنود تعتمد على اختيار إجابة واحدة من إجابتين: أي يكون هناك إجابتان محددتان أمام البند وعلى المفحوص أن يضع خطاً تحت الإجابة الصحيحة أو يضع دائرة حولها مثل:

١ ـ رأيت الولد مجتهد   صح   خطأ

أو   ٢ − ٨ × ٤ = $\frac{٦٤}{٢}$ صح   خطأ

أو ٣ ـ النسبة بين محيط الدائرة وقطرها ثابتة　　صح　خطأ

أو ٤ ـ يزيد حجم الغاز بزيادة الضغط　　صح　خطأ

وعلى الباحث أن يلاحظ أن إجابات الاختبار الثنائي تتأثر بعامل التخمين ومن ثم يجب تصحيح الدرجة النهائية تصحيحاً إحصائياً كما سنتعرض لذلك فيما بعد.

ب ـ بنود تعتمد على اختبار إجابة واحدة من عدة إجابات:

وهذه البنود أكثر الأنواع استخداماً وتسمى بنود الاختيار المتعدد Multiple choice حيث توجد مجموعة من الإجابات وعلى المفحوص أن يختار أحدها لتكون الإجابة الصحيحة مثل:

١ ـ يتكون الماء الثقيل من: أ ـ الاكسيجين والهليوم

ب ـ الاكسيجين والهيدروجين

جـ ـ الاكسيجين والديوتيريم

د ـ الأكسيجين والنيتروجين

هـ ـ الاكسيجين وبخار الماء

أو ٢ـ الجملة التي تأتي بعد الاسم الموصول تكون:

أ ـ في محل رفع دائماً

ب ـ تعرب إعراباً عادياً

جـ ـ لا محل لها من الإعراب

د ـ تتبع اعراب الإسم الذي يأتي بعدها

هـ ـ تعتبر جملة اسمية صفة

أو ٣ ـ ٥٦ + ١٣ - ٩ =أ ـ ٧٥

ب ـ ٦٠　د ـ ٦٦

جـ ـ ٣٩　هـ ـ ٧١

وهذا النوع من الوحدات أو البنود يتأثر كذلك بالتخمين وعليه يجب أن تصحح الدرجات إحصائياً. وتشير إلى أنه كلما زاد عدد احتمالات الإجابة (خمسة في رقم ٣ مثلاً أ ، ب ، حـ ، د ، هـ) قل أثر التخمين ويقل أثره بصورة واضحة لا تستدعي التصحيح الإحصائي عندما يكون عدد الاحتمالات ستة أو أكثر (أ ، ب ، حـ ، د ، هـ ، و ...). ويزيد أثر التخمين ليبلغ أقصى مداه عندما يكون هناك احتمالان فقط (أ ، ب) كما في النوع الأول.

حـ - بنود تعتمد على الاكمال:

أي أن يكون البند أو السؤال يحتاج إلى إكمال حتى يكون صحيحاً مثل:

١ - عند احتراق السكر يتصاعد بخار الماء وغاز.....

٢ - ١٨ √ ٤ = ...

٣ - النسبة بين قطر الدائرة ومحيطها تساوي.....

٤ - سمى الشاعر .... صناجة العرب وسمى..... أمير الشعراء

٥ - الجمل بعد المعارف..... وبعد النكرات.....

وهذا النوع لا يتأثر إجابته بعامل التخمين ومن ثم لا يحتاج إلى تصحيح إحصائي لدرجته.

د - بنود المطابقة أو المقابلة: حيث يطلب من المفحوص أن يطابق أو يقابل ما في العمود الأول (أ) مع ما في العمود الثاني (ب) مثل:

١ -	(أ٠)	١٠٨	(ب)
	٤ × ٦	٥٤	
	٧ × ٨	٢٤	
	٩ × ١٢	٥٦	
	٦ × ٩	٣٦	
		٤٢	

أو ٢ - (أ) (ب)

(أ)	(ب)
كثافة الماء عند درجة ٤° م	تقل عن كثافة الماء العادي
كتلة وحدة الحجوم	أكثر من واحد
كثافة الجليد	تسمى الكثافة
كتلة ١ سم^3 من الزئبق	تساوي واحد

ويتأثر هذا النوع من البنود بعامل التخمين وتستدعي درجاته التصحيح الإحصائي.

٦ - تحليل البنود

تأتي هذه الخطوة بعد عملية اقتراح البنود أو الوحدات، وبعد تجميع الاختبار في صورته الأولية وبعد إعداد التعليمات والأمثلة المحلولة لمساعدة للمفحوصين. وتتم عملية تحليل البنود كما يلي:

(أ) اختيار البنود: يتم اختيار البنود التي سوف يحتويها الاختبار عن طريق مجموعة الخبراء المتخصصين في ميدان القياس الذي يغطيه الاختبار سواء كان ذلك في ميدان قياس الذكاء أو القدرات أو الخصائص الشخصية أوالميول المهنية أو غير ذلك من ميادين القياس الأخرى. وهذه عملية تمهيدية تساعد الباحث في تجميع الاختبار في صورته الأولية. ولا مانع بطبيعة الحال أن يعتمد الباحث على البنود أو الوحدات التي استخدمت في اختبارات أخرى سابقة وخاصة إذا كانت قد جربت أكثر من مرة.

(ب) التصحيح الإحصائي لأثر التخمين على البنود: سبق أن أوضحنا أن الوحدات أو البنود ثنائية الاختيار أو متعددة الاختبار تتأثر درجاتها بالتخمين أي عندما يقوم المفحوص بتخمين الإجابة الصحيحة.

ففي حالة الوحدات ثنائية الإجابة يجب أن يلاحظ الباحث أن يكون

هناك توزيع متعادل للإجابة الصحيحة أي ٥٠٪ احتمال (صح)، ٥٠٪ احتمال (خطأ) كما يتم توزيع البنود عشوائياً: مثل

البند	احتمال (١)	احتمال (٢)
١ - ٤ $\sqrt{١٦}$	(١٦)	١٨
٢ - ٥ × ٢^٣	٢٤	(٤٠)
٣ - ٩ × $\frac{١}{٨١}$	١٨	($\frac{١}{٨}$)
٤ - $\frac{٦ \sqrt[٣]{٢٧}}{٩}$	(٢)	٩

وهنا وفي هذا المثال وضعت دائرة حول الإجابة الصحيحة أي أن ١٦ هي إجابة البند الأول، ٤٠ هي إجابة البند الثاني، $\frac{١}{٨}$ هي إجابة البند الثالث، ٢ هي إجابة البند الرابع.

فإذا خمـن أحد المفحوصين بأن وضع دائرة حول جميع الاحتمالات في العمود الأول فسوف يحصل على درجتين نتيجة التخمين وليس نتيجة المعرفة الحقيقية وعليه تصحح الدرجة كما يلي:

الدرجة بعد التصحيح = عدد الاجابات الصحيحة - عدد الإجابات الخاطئة

= ٢ (اجابتان صحيحتان) - ٢ (إجابتان خاطئتان)

= صفر

كما يمكن أن نقول أن الدرجة بعد التصحيح

$$= \text{عدد الإجابات الصحيحة} - \frac{\text{عدد الإجابات الخاطئة}}{\text{عدد الاحتمالات} - ١}$$

$$\therefore = ص - \frac{خ}{ن - ١}$$

$$= ٢ - \frac{٢}{٢ - ١} = \text{صفر}$$

فإذا كان عدد الاحتمالات (احتمالات الإجابة) = ٥ وذلك في اختبار يتكون من بنود الاختيار المتعدد وكان عدد الإجابات الصحيحة لفرد ما ١٢ وإجاباته الخاطئة = ٨

$$\therefore \text{الدرجة بعد التصحيح} = \text{ص} - \frac{\text{خ}}{\text{ن} - ١}$$

$$= ١٢ - \frac{٨}{٥ - ١} = ١٠$$

(هـ) حساب دليل صعوبة البند (معامل السهولة - الصعوبة)

- يمكن حساب معامل صعوبة البند عن طريق تعيين نسبة أفراد المجموعة الذين أجابوا عليه إجابة صحيحة، وبالتالي نسبة الذين أجابوا عليه إجابة خاطئة. ويمكن أن نقول إن معامل سهولة البند يساوي نسبة الذين أجابوا عليه إجابة صحيحة أي أن:

$$\text{معامل السهولة} = \frac{\text{عدد الإجابات الصحيحة}}{\text{عدد الإجابات الصحيحة} + \text{عدد الإجابات الخاطئة}} = \frac{\text{ص}}{\text{ص} + \text{خ}}$$

$$\text{ومعامل الصعوبة} = \frac{\text{عدد الإجابات الخاطئة}}{\text{عدد الإجابات الصحيحة} + \text{عدد الإجابات الخاطئة}} = \frac{\text{خ}}{\text{ص} + \text{خ}}$$

فإذا كان هناك أحد البنود في اختبار ما أجاب عليه ٣٦ فرداً إجابة صحيحة وكان عدد المجموعة كلها ٥٠ فرداً (أي أن هناك ١٤ إجابة خاطئة)

$$\therefore \text{تضبح معامل سهولة البند} = \frac{٣٦}{٥٠} = ٠{,}٧٢$$

$$\text{ومعامل الصعوبة} = \frac{١٤}{٥٠} = ٠,٢٨$$

$$\text{أو معامل الصعوبة} = ١ - ٠,٧٢ = ٠,٢٨$$

وفي الحقيقة يمكن أن نكتفي بأحد المعاملين بالنسبة للبند الواحد مثل معامل السهولة الذي يساوي نسبة الإجابات الصحيحة إلى الإجابات الكلية فالبند الذي يجيب عليه ٩٠٪ إجابة صحيحة يعتبر من البنود السهلة والبند الذي يجيب عليه ١٠٪ إجابة صحيحة يعتبر بنداً صعباً.

ويجب أن تتذكر تصحيح معامل السهولة ـ الصعوبة من أثر التخمين وذلك بالمعادلة التالية:

$$\text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{\text{ص} - \frac{\text{خ}}{\text{ن} - ١}}{\text{ص} + \text{خ}}$$

حيث ص = عدد الإجابات الصحيحة

خ = عدد الإجابات الخاطئة

ن = عدد احتمالات الإجابة

فإذا كان عدد الذين أجابوا إجابة صحيحة على أحد البنود ٧٠ وعدد الإجابات الخاطئة ٣٠ وكان عدد احتمالات الإجابة أربعة.

$$\therefore \text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{٧٠ - \frac{٣٠}{٤ - ١}}{٧٠ + ٣٠} = ٠,٦$$

(مع ملاحظة أن المعامل قبل التصحيح = ٧,)

ولكن في بعض الحالات نلاحظ أن بعض أفراد المجموعة لم يجيبوا على سؤال معين بمعنى أن هذا البند يصبح متروكاً ولذلك يمكن استخدام المعادلة السابقة لنفس الغرض ولكن في الصورة التالية:

$$\text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{\text{ص} - \frac{\text{خ}}{\text{ن} - \text{١}}}{\text{م} - \text{ك}}$$

حيث م = العدد الكلي للمجموعة، ك عدد الأفراد الذين تركوا الإجابة عن البند.

فإذا كانت العينة مكونة من ٣٠٠ فرداً أجاب على بند ما ١٥٠ فرداً أجابة صحيحة، ١٢٠ إجابة خاطئة، وترك الإجابة على هذا البند ٣٠. وكان عدد احتمالات الإجابة خمسة.

$$\therefore \text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{\text{١٥٠} - \frac{\text{١٢٠}}{\text{٥} - \text{١}}}{\text{٣٠٠} - \text{٣٠}} = \text{٠,٤٤}$$

(لاحظ أنها نفس المعادلة السابقة إذا أن م تضم الإجابات الصحيحة والخاطئة والمتروكة أو م = ص + خ + ك)

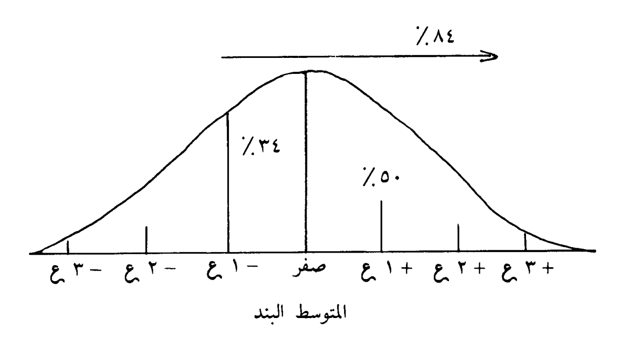
ومما يجب أن نشير إليه بعد ذلك أن معامل السهولة (أو معامل الصعوبة) هو نسبة مئوية ولذلك فإنه يمكن معاملتها على أنها من مستويات الترتيب في القياس ـ ومن أجل توضيح ذلك: لنفرض أن البند رقم (١) أجاب عليه إجابة صحيحة ٨٠٪ من المجموعة والبند رقم (٢) أجاب عليه ٤٠٪ والبند رقم (٣) أجاب عليه إجابة صحيحة ٢٠٪ من هذه المجموعة.

هنا يمكن أن نرتب هذه البنود الثلاثة حسب السهولة فنقول إن البند رقم (١) يأتي في الرتبة الأولى يليه البند رقم (٢) ثم البند رقم (٣) ولكن لا نستطيع أن نقول إن البند الأول أسهل مرتين من البند الثاني (٨٠٪،

٤٠٪) أو أن البند الثاني أسهل مرتين من البند الثالث (٤٠٪، ٢٠٪) وكذلك لا يمكن أن نقول إن الفرق بين سهولة البند الأول والبند الثاني (٨٠٪ - ٤٠٪) يساوي ضعف الفرق بين سهولة البند الثاني والبند الثالث (٤٠٪ - ٢٠٪) بل لا يمكن أن نقول كذلك إلا تحت ظروف خاصة من حيث التوزيع.

فإذا افترضنا أن القدرة التي تقيسها البند تتوزع إعتدالياً فإنه يمكن التعبير عن درجة صعوبة - سهولة البند بوحدة على مقياس للوحدات المتساوية وذلك بالرجوع إلى جداول تكرارات المنحنى الاعتدالي.

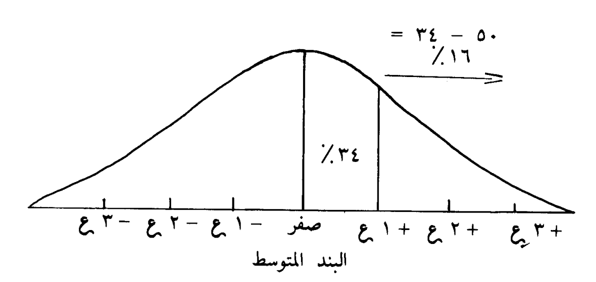
فنحن نعلم أن حوالي ٣٤٪ من الحالات في التوزيع الاعتدالي تقع بين المتوسط ووحدة الانحراف المعياري على كلا الجانبين (± ١ ع) - أنظر الشكل



فإذا كان هناك بند من البنود أجاب عليه إجابة صحيحة ٨٤٪ من أفراد العينة فإن هذا يعني أن ٥٠٪ فوق المتوسط بالإضافة إلى ٣٤٪

الأقرب إلى هذه النسبة من النصف الثاني للمنحنى الاعتيادي أي ٥٠ + ٣٤ = ٨٤٪ وعليه فإن هذا البند يقع عند (- ١ ع) أي وحدة انحراف معياري تحت المتوسط أي أن هذا البند (السهل) يقع عند درجة سالبة.

ولنفرض مرة أخرى أن هناك بنداً من البنود أجاب عليه إجابة صحيحة ١٦٪ فقط من العينة فإنه يقع عند + ١ ع على يمين المتوسط أو فوق المتوسط ـ أنظر الشكل



حيث ١٦٪ تساوي ٥٠٪ (على يمين المتوسط) ـ ٣٤٪ (على يمين المتوسط) ومن هذا نرى أن البند (الصعب) يقع عند درجة موجبة.

وعندما نفرض كذلك أن بنداً من البنود أجاب عليه ٥٠٪ من العينة إجابة صحيحة فإنه في هذه الحالة يقع عند (صفر) حيث ٥٠٪ (على يمين المتوسط) - ٥٠٪ (أيضاً على يمين المتوسط) = صفر.

وعليه فإنه يمكن الحصول على معامل صعوبة البند (بالصورة المعيارية) من الجداول الإحصائية التي توضح المساحات المختلفة تحت المنحنى الاعتدالي والدرجات المعيارية المقابلة لها. (يرجع إلى كتب الإحصاء).

وسوف يلاحظ القارىء أن معاملات الصعوبة والسهولة التي نحصل عليها بهذه الطريقة ذات إشارة سالبة في بعض الأحيان ومن ثم فقد اقترح تعديل القيمة العددية لهذه المعاملات وذلك باستخدام المعادلة التالية:

$$\Delta = ١٣ + ٤ \text{ س}$$

حيث Δ هي القيمة المعدلة لمعامل السهولة

س هي قيمة المعامل قبل التعديل.

أما عن القيمة ١٣، ٤ فقد تم اختيارهما للتخلص من القيم السالبة والكسور. فإذا كان هناك بند أجاب عليه جميع أفراد العينة إجابة صحيحة أو أكثر من ٩٩٪ فإنه بناء على التوضيح السابق (أنظر الشكلين السابقين) سوف يقع عند -٣ ع (حيث يتجمع ٩٩,٨٧٪ من التوزيع). ولكن بعد تعديل هذه القيمة فإننا سوف نحصل على:

$$\Delta = ١٣ + (٤ \times -٣) = ١$$

وهذه تعتبر بداية المقياس أو أقل قيمة يمكن الحصول عليها كمعامل لسهولة البند.

وإذا كان هناك بند آخر لم يجب عليه أحد أو أقل من ١٪ من أفراد العينة أي أنه يقع عند +٣ ع (حيث يقع ١٣٪ من الحالات)، وبالتالي عند تصحيح هذه القيمة فإننا نحصل على:

$$\Delta = ١٣ + (٤ \times +٣)$$

$$= ٢٥$$

وهذه اعلى قيمة يمكن الحصول عليها.

وإذا كان هناك بند أجاب عليه إجابة صحيحة ٥٠٪ من أفراد العينة أي يقع عند الصفر.

فإن القيمة المعدلة:

△ = ١٣ + ٤ × صفر

= ١٣

وهذا يعني أن وحدات △ في التعبير عن معامل سهولة/صعوبة البند نبدأ من ١ إلى ٢٥ بقيمة متوسطة مقدارها ١٣.

ويمكن حساب معامل صعوبة/سهولة البند بطريقة أخرى لا تستدعي حساب النسبة المئوية للإجابة الصحيحة بين أفراد العينة ككل ولكن يؤخذ الثلث الأعلى في مقابل الثلث الأدنى للعينة (غالباً ٢٧٪ الأعلى والأدنى) حيث يمكن حساب معامل السهولة كما يلي:

$$\text{معامل السهولة} = \frac{\text{ع} + \text{د}}{\text{٢ ن}}$$

حيث ع تدل على عدد الأفراد في الثلث الأعلى (أو الـ ٢٧٪الأعلى) الذين أجابوا عن البند إجابة صحيحة.

د تدل على عدد الأفراد في الثلث الأدنى (أو الـ ٢٧٪ الأدنى) الذين أجابوا عن البند إجابة صحيحة.

ن عدد الأفراد في الثلث الأعلى أو الأدنى (أو الـ ٢٧٪)

ولتوضيح كيفية حساب معامل سهولة أحد البنود بهذه الطريقة نأخذ المثال التالي:

بعد تطبيق أحد الاختبارات على عينة عددها ١٠٠ تم ترتيب الأفراد بناء على درجاتهم (في الاختبار) ترتيباً تنازلياً حيث بدأنا بأعلى درجة وانتهينا

إلى أدنى درجة. وتم اختيار الـ ٢٧٪ الأعلى في مقابل الـ ٢٧٪ الأدنى لتعيين معامل سهولة/صعوبة البنود.

ففي حالة البند رقم ١٦ مثلاً أجاب عليه إجابة صحيحة من الفئة الأعلى ٢٠ فرداً وأجاب عليه إجابة صحيحة من الفئة الأدنى ٤ أفراد. كم يكون معامل سهولة هذا البند؟

تطبق المعادلة السابقة حيث.

معامل السهولة = (٢٠ + ٤) / (٢ × ٢٧)   إذ أن الفئة الأعلى أو الأدنى عددها ٢٧، العدد الكلي ١٠٠

= ٠,٤٤

ومعامل الصعوبة = (٧ + ٢٣) / (٢ × ٢٧) = ٠,٥٦

أو = ١ − ,٤٤ = ٠,٥٦

وتعتبر هذه الطريقة مختصرة وسريعة في حساب معاملات السهولة والصعوبة للبنود المختلفة وخاصة إذا كان عدد أفراد العينة كبيراً.

وسواء تم تعيين معامل سهولة ـ صعوبة البند بهذه الطريقة أو بالطريقة الأولى فإنه من المستحسن أن يضم الاختبار تدريجاً واسعاً من درجات الصعوبة والسهولة: حيث يكون:

، حوالي ٥٠٪من اسئلة الاختبار ذات معاملات سهولة من ,٢٥ − ٠,٧٥

، حوالي ٢٥٪ من اسئلة الاختبار ذات معاملات سهولةأعلى من ٠,٧٥

، حوالي ٢٥٪ من اسئلة الاختبار ذات معاملات سهولةأقل من ,٢٥

د - حساب معامل تمييز البند (صدق البند)

يعتبر معامل تميز البند أو قدرته على التميز دليلاً على صدقه خاصة إذا كان الأمر ينطوي على مقارنة طرفي القدرة التي يقيسها البند. وهناك طرق عديدة لحساب معامل التميز ولكن طريقة معامل الارتباط ثنائي التسلسل تعتبر هي الطريقة الدقيقة التي يمكن الاعتماد عليها (راجع الفصل الثاني:

حيث معامل الارتباط ثنائي التسلسل $= \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\text{ع}} \times \frac{\text{ن}_1 \times \text{ن}_2}{\text{ى}}$)

وقبل أن نشير إلى هذه الطريقة بالتفصيل هناك طريقة أخرى مختصرة وبسيطة يمكن استخدامها وتعطي نفس النتائج تقريباً. وتتلخص هذه الطريقة البسيطة في مقارنة الفئة الأعلى ٢٧٪ في مقابل الفئة الأدنى ٢٧٪ وتطبيق القانون التالي:

$$\text{معامل تميز البند} = \frac{\text{ع} - \text{د}}{\text{ن}}$$

حيث **ع** تدل على عدد الأفراد من الفئة الأعلى الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة.

د تدل على عدد الأفراد من الفئة الأدنى الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة.

ن عدد الأفراد في الفئة الأعلى أو الفئة الأدنى.

فإذا كان عدد أفراد العينة ٢٠٠ فإن عدد الفئة الأعلى ٥٤ وعدد الفئة الأدنى أيضاً ٥٤ وكان عدد الذين أجابوا إجابة صحيحة على البند رقم (٢١) مثلاً من الفئة الأعلى هو ٤٠ (**ع**) وعدد الذين أجابوا على نفس البند إجابة صحيحة من الفئة الأدنى هو ٣١ (**د**) فإنه بتطبيق المعادلة السابقة نحصل على:

معامل التميز (البند رقم ٢١) = $\frac{٤٠ - ٣١}{٥٤}$ = ٠,١٧

فإذا عدنا الآن إلى طريقة معامل الارتباط ثنائي التسلسل فإن خطوات هذه الطريقة تكون على النحو التالي:

١ ـ نحسب نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة عن البند في الفئة الأعلى (معامل سهولة) ثم تصحح هذه النسبة من أخطاء التخمين.

٢ ـ نحسب نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة عن نفس البند في الفئة الأدنى (معامل سهولة) ثم تصحح هذه النسبة من أخطاء التخمين.

٣ ـ استخدام جداول فلانجان لإيجاد معامل التميز مباشرة حيث تدل الأرقام الموجودة في الجدول على قيمة معامل الإرتباط ثنائي التسلسل دون الحاجة إلى استخدام المعادلة الخاصة بحساب قيمته.

جدول فلانجان لتعيين درجة صدق البند (معامل تمييز البند)
النسبة المئوية (مصححة) للاجابات الصحيحة من الفئة الأولى ٢٧٪

	٢	٦	١٠	١٤	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤٢	٤٦	٥٠	٥٤	٥٨	٦٢	٦٦	٧٠	٧٤	٧٨	٨٢	٨٦	٩٠	٩٤	٩٨
٢	٠٠	١٩	٣٠	٣٧	٤٣	٤٨	٥١	٥٥	٥٨	٦١	٦٣	٦٦	٦٨	٧٠	٧٢	٧٣	٧٥	٧٧	٧٩	٨٠	٨٢	٨٤	٨٦	٨٨	٩١
٦		٠٠	١١	١٩	٢٦	٣١	٣٦	٤٠	٤٤	٤٧	٥٠	٥٣	٥٦	٥٩	٦١	٦٤	٦٦	٦٨	٧١	٧٣	٧٦	٧٨	٨١	٨٤	٨٨
١٠			٠٠	٠٨	١٥	٢١	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤١	٤٥	٤٨	٥١	٥٤	٥٧	٦٠	٦٣	٦٥	٦٨	٧١	٧٤	٧٧	٨١	٨٦
١٤				٠٠	٠٧	١٢	١٨	٢٢	٢٧	٣١	٣٤	٣٨	٤٢	٤٥	٤٨	٥١	٥٤	٥٧	٦٠	٦٣	٦٧	٧٠	٧٤	٧٨	٨٤
١٨					٠٠	٠٦	١١	١٦	٢٠	٢٥	٢٨	٣٢	٣٦	٣٩	٤٣	٤٧	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠	٦٣	٦٧	٧١	٧٦	٨٢
٢٢						٠٠	٠٦	١٠	١٥	١٩	٢٣	٢٧	٣١	٣٤	٣٨	٤٢	٤٥	٤٩	٥٢	٥٦	٦٠	٦٣	٦٨	٧٣	٨٠
٢٦							٠٠	٠٥	٠٩	١٤	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٣	٣٧	٤١	٤٤	٤٨	٥٤	٥٦	٦٠	٦٥	٧١	٧٩
٣٠								٠٠	٠٤	٠٩	١٣	١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣٣	٣٧	٤٠	٤٤	٤٩	٥٣	٥٧	٦٣	٦٨	٧٧
٣٤									٠٠	٠٤	٠٩	١٣	١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٤٩	٥٤	٦٠	٦٦	٧٥
٣٨										٠٠	٠٤	٠٨	١٣	١٦	٢٠	٢٥	٢٩	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٧	٦٤	٧٣
٤٢											٠٠	٠٤	٠٨	١٢	١٦	٢٠	٢٥	٢٩	٣٣	٣٨	٤٣	٤٨	٥٤	٦١	٦٢
٤٦												٠٠	٠٤	٠٨	١٢	١٦	٢١	٢٥	٣٠	٣٤	٣٩	٤٥	٥١	٥٩	٧٠
٥٠													٠٠	٠٤	٠٨	١٣	١٧	٢١	٢٦	٣١	٣٦	٤٢	٤٨	٥٦	٦٨
٥٤														٠٠	٠٤	٠٨	١٣	١٧	٢٢	٢٧	٣٢	٣٨	٤٥	٥٣	٦٦
٥٨															٠٠	٠٤	٠٩	١٣	١٨	٢٣	٢٨	٣٤	٤١	٥٠	٦٣
٦٢																٠٠	٠٤	٠٩	١٤	١٩	٢٥	٣١	٣٨	٤٧	٦١
٦٦																	٠٠	٠٤	٠٩	١٥	٢٠	٢٧	٣٤	٤٤	٥٨
٧٠																		٠٠	٠٥	١٠	١٦	٢٨	٣٠	٤٠	٥٥
٧٤																			٠٠	٠٦	١١	١٨	٢٦	٣٦	٥١
٧٨																				٠٠	٠٦	١٢	٢١	٣١	٤٨
٨٦																					٠٠	٠٧	١٥	٢٦	٤٣
٩٠																						٠٠	٠٨	١٩	٣٧
٩٤																							٠٠	١٩	
٩٨																								٠٠	

فإذا عدنا إلى المثال السابق حيث نجد أن ٤٠ فرداً من الفئة العليا أجابوا إجابة صحيحة على البند (رقم ٢١) أي نسبة ٠,٧٤ تقريباً، ٣١ فرداً من الفئة الأدنى أجابوا على نفس البند إجابة صحيحة أي بنسبة ٠,٥٨ تقريباً. وبافتراض أن هذه النسب قد صححت من أثر التخمين فإن درجة تمييز البند (معامل الارتباط ثنائي التسلسل) من واقع الجدول هي ٠,١٨ حيث هي القيمة المحصورة بين ٧٤ قمة الجدول ٥٨ يمين الجدول.

ونلاحظ أن القيمة لا تختلف كثيراً عما سبق وحصلنا عليه بتطبيق الطريقة المختصرة البسيطة.

وما يجب أن نشير إليه هنا هو أن صدق الاختبار إنما يعتمد على صدق وحداته أو بنوده وقدرتها على التمييز ومن ثم فإن حساب درجة تمييز كل بند **Power of discrimination** سوف يهيء الطريقة للحصول على اختبار صادق في حالة ارتفاع معاملات التمييز.

ولكن نلفت انتباه القارىء إلى أن صدق الاختبار ككل يجب أن يحسب **بعد تطبيقه على عينة أخرى** غير تلك التي استخدمت في تعيين صدق الوحدات أو قدرتها على التمييز.

ونعود ونقول إنه بحساب درجة صدق البند أو قدرة البند على التمييز فإن ذلك يعني أننا نحقق الأساسيات العامة لصدق الاختبار وخاصة فيما يتصل بقدرة الاختبار على التفريق بين طرفي القدرة التي يقيسها.

يمكن أن نقارن هذه الطريقة بالطرق الأخرى التي يمكن استخدامها لحساب درجة صدق البند سواء كانت عن طريق منهج التحليل العاملي أو غير ذلك.

هـ - حساب درجة ثبات البند

وهنا أيضاً نقول إن معامل ثبات الاختبار يعتمد كذلك على درجة ثبات الوحدات أو البنود. والحصول على بنود ذات ثبات عال سوف يهيء الفرصة لإعداد اختبار ثابت.

ويمكن حساب درجة ثبات البند بتطبيق المعادلة التالية:

$$\text{معامل الثبات (البند)} = \frac{ن}{ن - ١}\left(ل - \frac{١}{ن}\right)$$

حيث ن عدد احتمالات الإجابة في البند أو السؤال (الاختيارات)
ل أعلى تكرار نسبي في هذه الاحتمالات.

فإذا كان لدينا أحد الأسئلة أو البنود الذي له خمسة احتمالات للاجابة وهي أ، ب، هـ، ى، هـ ويراد حساب درجة ثباته.

في بداية الأمر وبعد تطبيق الاختبار نحسب تكرار الإجابة على كل احتمال من هذه الاحتمالات الخمسة. ونعين أعلى تكرار نسبي: مثل

البند رقم (١٦) على سبيل المثال		التكرار	التكرار النسبي
الاحتمال	(أ)	٢٠	,٠٧
الاحتمال	(ب)	٥٠	,١٧
الاحتمال	(هـ)	٤٠	,١٣
الاحتمال	(ى)	١٥٠	,٥٠
الاحتمال	(هـ)	٤٠	,١٣
	المجموع	٣٠٠	١,٠٠

∴ يكون في حالة هذا السؤال أعلى تكرار نسبي (ل) = ٠,٥

∴ درجة ثبات السؤال = ٥ / (٥ − ١) (٠,٥ − ١ / ٥)

= ٥ / ٤ × ,٣ = ٠,٣٨

وهناك طريقة أخرى لتعيين ثبات البند عن طريق إعادة تطبيق الاختبار وتسجيل نتائج الإجابات على البند في التطبيق الأول ثم التطبيق الثاني وحساب معامل الارتباط الرباعي الذي يدل على درجة ثبات البند.

و ـ حساب الانحراف المعياري للبند

يمكن حساب الانحراف المعياري للبند بعد حساب معامل السهولة والصعوبة من المعادلة التالية:

الانحراف المعياري للبند = √(معامل السهولة × معامل الصعوبة)

فإذا كان معامل السهولة لأحد البنود = ٠,٧

∴ معامل الصعوبة = ٠,٣

ويصبح الانحراف المعياري للبند هو √(,٧ × ٠,٣) = ٠,٤٦

ويكون تباين البند = ٠,٢١ أي معامل السهولة × معامل الصعوبة ويجب أن نوضح للقارىء أن أعلى قيمة للتباين هي ٠,٢٥ وهي حاصل ضرب معامل السهولة = ٠,٥ ومعامل الصعوبة = ٠,٥ وتباين البند أو السؤال يدل على تميز هذا البند للفروق الفردية في القدرة التي يقيسها فكلما ازداد التباين (أي اقترب من ٠,٢٥) كان البند أقدر على تمييز هذه الفروق الفردية وإظهارها، وهذا ما يجب أن يؤخذ في الاعتبار عند اختيار البنود.

ـ حساب علاقة البند بالاختبار ككل (التناسق الداخلي)

في بعض الأحيان يفكر الباحث في حساب معاملات الارتباط البينية لأسئلة الاختبار أو بنوده من أجل تعيين التناسق الداخلي للاختبار والحقيقة أن هذه عملية يجب أن يقوم بها الحاسب الآلي لأنه عند حساب معاملات الارتباط البينية لاختبار مكون من ٥٠ بنداً على سبيل المثال فإن هذا يعني حساب ١٢٢٥ معامل ارتباط

$$\left(\frac{٥٠ \times ٤٩}{٢ \times ١} = ١٢٢٥ \right).$$

لذلك فإنه يمكن حساب معامل الارتباط بين البند أو السؤال ودرجات الاختبار ككل باستخدام معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص Point Biserial وخاصة إذا كانت الإجابة على كل سؤال تدرج صفر، ١ – والمثال التالي يوضح الفكرة:

لنفرض أن أحد الاختبارات مكون من عشرين سؤال والمطلوب تعيين مدى ارتباط كل بند من هذه البنود (الاسئلة) العشرين بالاختبار ككل. ولذلك سوف نتبع الخطوات التالية:

١ ـ نحسب الانحراف المعياري لدرجات الاختبار ككل (وليكن ٣,٢٤).

٢ ـ نعين متوسط درجات الأفراد (في الاختبار ككل) الذين أجابوا إجابة صحيحة على البند (وليكن $ص_{١}$ = ٣٤,٦).

٣ ـ نعين متوسط درجات الأفراد (في الاختبار ككل) الذين أجابوا إجابة خاطئة على البند (وليكن ($ص_{٢}$ = ٢٩,٤).

٤ ـ نعين معامل سهولة البند وليكن $ن_{١}$ = ٦, ومعامل صعوبة وليكن $ن_{ح}$ = ٠,٤.

٥ ـ نطبق القانون التالي:

$$\text{معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص} = \frac{\text{م}_{١} - \text{م}_{٢}}{\text{ع}} \times \sqrt{\text{ن}_{١} \times \text{ن}_{٢}}$$

$$= \frac{٣٤,٦ - ٢٩,٤}{٣,٢٤} \times \sqrt{,٦ \times ,٤}$$

$$= ٠,٧٨$$

ويدل ذلك على ارتباط عال بين هذا البند ودرجات الاختبار ككل.

لا بد أن نلاحظ أن الاختبار يجب أن يقيس بعداً واحداً أو قدرة واحدة أو سمة واحدة حتى نعتمد على نتائج حساب معامل الارتباط بهذه الصورة.

ولنا تعليق أخير نختم به الفقرة رقم ٦ (تحليل البنود) فنقول أن عملية التحليل هذه إنما تقود إلى اختيار أفضل البنود لبناء الاختبار وذلك عندما نأخذ في اعتبارنا بعض الملاحظات العملية من واقع الخبرة ويمكن أن نشير إليها فيما يلي:

ـ يفضل اختيار البنود ذات الصيغة الواحدة حتى يسهل ذلك التحليلات الاحصائية المطلوبة في المراحل التالية.

ـ يجب اختيار البنود ذات درجة الصدق (التمييز) ودرجة الثبات العالية.

ـ يجب اختيار البنود ذات التباين العالي الذي يقترب من ٠,٢٥ أو بمعنى آخر تلك البنود ذات معاملات السهولة (أو الصعوبة) القريبة من ٠,٥ .

ـ كما سبق وأشرنا يجب أن يضم الاختبار حوالي ٥٠ ٪ من البنود لها معامل سهولة يتراوح بين ,٢٥ – ,٧٥، حوالي ٢٥ ٪ من البنود ذات معامل سهولة أكبر من ٠,٧٥ ، حوالي ٢٥ ٪ من البنود ذات معامل سهولة أقل من ٠,٢٥ .

٧ ـ إعداد جداول المعايير

وهذه خطوة أخرى من الخطوات الهامة في بناء الاختبارات وإعدادها للاستخدام والتطبيق، إذ أن إعداد جدول المعايير يعتبر خطوة مكملة في تقنين الاختبارات بعد تعيين معامل الصدق والثبات، كما يعتبر أيضاً ـ وهذا مهم ـ إعدادا للاختبار للاستخدام في مجموعات وعينات أخرى غير تلك المجموعة أو العينة التي استخدم فيها للمرة الأولى. وهذا يبرز أهمية إعداد جدول المعايير والدرجات المعيارية بالنسبة للاختبارات.

وهناك عدة أنواع من المعايير أو الدرجات المعيارية نستعرض بعضها وكيفية حسابها في الفقرات التالية.

أ ـ المعايير المئينية (الرتب المئينية) Percentiles

المئينيات هي عبارة عن نقط معينة في توزيع مستمر تقع تحتها (أو تسبقها) نسبة مئوية معينة من المجموعة أو العينة التي نتعامل مع درجاتها.

ونشير الآن إلى الرتبة الميئنية للفرد على أنها مكان الفرد على تدريج من ١٠٠ يؤهله له الدرجة التي يحصل عليها في هذا التوزيع. ويمكن حساب الرتبة المئينية بطريقتين:

١ ـ من الجدول التكراري

ـ يتم تبويب الدرجات التي حصل عليها الأفراد في الاختبار في جدول تكرارات على النحو التالي. (مثال سابق):

الدرجات	التكرار
١٤٠ - ١٤٤	١
١٤٥ - ١٤٩	٣
١٥٠ - ١٥٤	٢
١٥٥ - ١٥٩	٤
١٦٠ - ١٦٤	٤
١٦٥ - ١٦٩	٦
١٧٠ - ١٧٤	١٠
١٧٥ - ١٧٩	٨
١٨٠ - ١٨٤	٥
١٨٥ - ١٨٩	٤
١٩٠ - ١٩٤	٢
١٩٥ - ١٩٩	١
	المجموع ٥٠

- إذا أردنا أن نعين الرتبة المئينية للفرد الذي حصل على الدرجة ١٦٣، فإننا نلاحظ أن هذه الدرجة تقع في فئة الدرجات ١٦٠ - ١٦٤ حيث يسبقها عشر درجات (٤ + ٢ + ٣ + ١).

نلاحظ كذلك أن هذه الفئة من الدرجات (١٦٠ - ١٦٤) يقع فيها ٤ درجات (انظر الجدول) وحيث أن مدى هذه الفئة = ٥ ∴ $\frac{٤}{٥}$ = ٠,٨ وهي الدرجة المخصصة لوحدة الفئة.

نعلم أن الحد الأدنى لهذه الفئة هو ١٥٩,٥ فيكون الفرق بينه والدرجة ١٦٣ هو ١٦٣ - ١٥٩,٥ = ٣,٥ درجة مخصصة لوحدة الفئة أي أن × ٣,٥ × ٠,٨ = ٢,٨ درجة حقيقية.

تضاف الدرجات العشر التي سبقت هذه الفئة إلى هذه الدرجات الحقيقية

∴ ١٠ + ٢,٨ = ١٢,٨ (الكمية من العدد الكلي التي يقع قبل الدرجة ١٦٣)

$$\therefore \frac{١٢,٨}{٥٠} \times ١٠٠ = ٢٥,٦ \approx ٢٦\%$$

أي أن الدرجة ١٦٣ يقابلها ٢٦ الرتبة المئينية.

وللتلخيص:

١ - تعين الفئة التي تقع فيها الدرجة المطلوب تعيين الرتبة المقابلة لها ونعين الحد الأدنى لها (ح).

٢ - نقسم تكرار الدرجات في الفئة على المدى نحصل على (و).

٣ - نوجد الفرق بين الدرجة والحد الأدنى للفئة (س).

٤ - نوجد المقدار (س × و) + ت حيث ت مجموع التكرارات التي تسبق الفئة.

٥ - تحسب الرتبة المئينية من القانون التالي:

$$\text{الرتبة المئنية} = \frac{(\text{س} \times \text{و}) + \text{ت}}{\text{ن}} \times ١٠٠$$

حيث ن العدد الكلي للمجموعة

(احسب بنفس الطريقة الرتب المئينية للدرجات ١٥٢، ١٧٢، ١٨٧.)

٢ - من جدول الرتب

يمكن حساب الرتب المئينية من جدول الرتب أي بعد ترتيب الأفراد حسب الدرجات التي حصل عليها كل منهم. وهنا سوف نتعامل مع الرتب وليس الدرجات. وذلك باستخدام القانون التالي:

الرتبة المئينية = ١٠٠ − (١٠٠ ر − ٥٠) / ن

حيث ر = الرتبة، ن حجم العينة أو المجموعة فإذا كان عدد المجموعة ٨٠ ورتبة الفرد هي ١٠ (العاشر) فإن الرتبة المئينية **Percentile Rank** المناظرة =

= ١٠٠ − ((١٠٠ × ١٠) − ٥٠) / ٨٠ = ٨٨

وإذا كان عدد الأفراد ١٠٠ والفرد يحتل الرتبة الأولى (١) تصبح الرتبة المئينية المناظرة هي = ١٠٠ − (١٠٠ × ١ − ٥٠) / ١٠٠ = ٩٩,٥

أما الفرد الذي يحتل الرتبة الأخيرة (١٠٠). فإن الرتبة المئينية المناظرة لرتبة = ١٠٠ − ((١٠٠ × ١٠٠) − ٥٠) / ١٠٠ = ٠,٥

ولهذا فأننا نقول إنه في الرتب المئينية لا يحصل أحد على الرتبة ١٠٠ أو الرتبة صفر (لاحظ أن ٥, الحد الأدنى لأقل رتبة ، ٩٩,٥ الحد الأدنى لأعلى رتبة).

ب ـ الدرجات المعيارية:

يمكن تحويل الدرجات الخام إلى درجات انحرافية بوحدات الانحراف المعياري تسمى درجات زيتا **Zeta** (Z) ويمكن أن تحسب من القانون التالي:

Z = (س − م) / ع

حيث سـ = الدرجة الخـام

م = متوسط التوزيع

ع = الانحراف المعياري للتوزيع

فإذا كانت الدرجة الخـام هي ٣٠ والمتوسـط ٢٠ والانحراف المعيـاري للتوزيع ٤ ، تصبح الدرجة المعيارية

$$z \quad \frac{٣٠ - ٢٠}{٤} = ٢,٥$$

وإذا كانت الدرجة الخـام ١٠ تصبح الدرجة المعيارية

$$\frac{١٠ - ٢٠}{٤} = - ٢,٥$$

وهكذا نجد أن هذه الدرجات المعيارية z تحمل أحياناً الإشارة الجبرية السالبة كما أنها أحياناً أيضاً تكون قيمتها كسرية.

وتوزيع درجات زيتا له **متوسـط يسـاوي الصفـر وانحراف معيـاري يساوي الوحدة.**

ويمكن أن نستنتج ذلك من التوزيع التالي:

الدرجات الخامسة: ١ ٢ ٣ ٤ ٥

درجات زيتا: - ١,٤٣ - ٠,٧١ ٠ + ٠,٧١ + ١,٤٣ م = صفر

ع = ١

■ - **الدرجات المعيارية المعدلة:** (الدرجة التائية)

اقترحت هذه الدرجة للتغلب على الإشارة السالبة والقيم الكسرية التي لوحظت في درجات زيتا. ويمكن حسابها من القانون التالي:

$$سَ = \frac{عَ}{ع} (سـ - م) + مَ$$

حيث $\bar{س}$ هي الدرجة المعدلة (المطلوبة)

$\bar{ع}$ الانحراف المعياري للدرجات المعدلة أو المطلوبة

$\bar{م}$ متوسط توزيع الدرجات المعدلة أو المطلوبة

$س$ الدرجة الخام في التوزيع السابق

$م$ متوسط التوزيع السابق

$ع$ الانحراف المعياري للتوزيع السابق

وهنا في حالة هذه الدرجات المعدلة نعتبر أن الانحراف المعيـاري = ١٠ والمتوسط = ٥٠ ومن ثم يصبح القانون:

$$\bar{س} = \frac{١٠}{ع} (س - م) + ٥٠$$

أو

$$\frac{١٠ (س - م)}{ع} + ٥٠$$

وبمعنى آخر فإن درجة زيتا × ١٠ + ٥٠ تساوي الدرجة المعيارية المعدلة - وتسمى تجاوزاً الدرجة التائية كما أنه يجب أن نلاحظ أنه عند تحويل الدرجات الخـــام إلى هذه الدرجات المعدلة لا يتغير شكل المنحنى الخاص بتوزيع الدرجات بل يبقى كما هو، سواء كان ملتوياً أو اعتدالياً.

(لاحظ أنه يمكن استخدام هذا القانون لتحويل أي توزيع إلى توزيع آخر طالما أننا نعلم المتوسط والانحراف المعياري لكلا التوزيعين).

وقد استخدم هذا القانون بالفعل في اشتقاق عدد من الدرجات المعيارية المعدلة ذات انحراف معياري ومتوسط خاص بها. مثل: **الدرجات المعيارية المعدلة (التائية الحربيــة A.G.C.T** التي استخـدمهـا الجيش الأمير كـي في تحديد مستوى المتقدمين للخدمة العسكرية خلال الحرب العالمية الثانية.

وهذه الدرجات ذات توزيع انحرافه المعياري ٢٠ ومتوسطه ١٠٠ وبذلك يتم تحويل الدرجات الخـــام إلى هذه الدرجات (المعايير) الحربية عن طريق القانون

$$س^{\prime} = \frac{٢٠}{ع} (س - م) + ١٠٠$$

حيث $س^{\prime}$ هي الدرجة المعيارية الحربية
س الدرجة الخـام
م متوسط توزيع الدرجات الخام
ع الانحراف المعياري للدرجات الخام.

وكذلك الدرجات المعيارية المعدلة (التائية) الجامعية C.E.E.B.
وهي نوع آخر من هذه الدرجات متوسطة ٥٠٠ وانحرافه المعياري ١٠٠ وبذلك يصبح تحويل الدرجات الخام كما يلي:

$$س^{\prime} \quad \frac{١٠٠}{ع} (س - م) + ٥٠٠$$

(لاحظ أنه كلما زادت قيمة الانحراف المعيـاري في تـوزيـع الدرجـات المعدلـة زادت حساسية المقياس. فبدلاً من تقسيم قاعدة المنحنى إلى ١٠ أجزاء تنقسم إلى ٢٠ جزء أو ١٠٠ جزء).

د - الدرجات التائية المعيارية T-Scores

هذه الدرجات عبارة عن **درجات اعتدالية مقننة** محولة إلى توزيع متوسطه ٥٠ وانحرافه المعياري ١٠. وهي بذلك تختلف عن الدرجات المعيارية المعدلة التي سبق الإشارة إليها إذ أنها **تحول توزيع الدرجات الخـام إلى توزيع اعتدالي.**

ويمكن حساب هذه الدرجات على النحو التالي:

(١) يتم تجهيز الدرجات في جدول تكراري يضم الدرجات والتكرارات المقابلة لها والتكرار التراكمي: مثال:

الدرجة التائية	النسبة المئوية	التكرار التراكمي المعدل	التكرار التراكمي	التكرار	درجات الاختبار
(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٧٤	٩٩,٢	٦١,٥	٦٢	١	١٠
٦٧	٩٥,٢	٥٩	٦١	٤	٩
٦١	٨٧,١	٥٤	٥٧	٦	٨
٥٦	٧٤,٢	٤٦	٥١	١٠	٧
٥٢	٥٩,٧	٣٧	٤١	٨	٦
٤٨	٤٢,٧	٢٦,٥	٣٣	١٣	٥
٤١	١٧,٧	١١	٢٠	١٨	٤
٢٩	١,٦	١	٢	٢	٣
عدد المجموعة ٦٢					

ولنوضح هذا الجدول نجد أنه:

- في العمود رقم (١) سجلت درجات الاختبار (١٠ - ٩، ٨ ....)

- في العمود رقم (٢) سجل التكرار أمام كل درجة أي أن عدد الذين حصلوا على ٩ هم ٤ وهكذا.

- في العمود رقم (٣) حسب التكرار التراكمي من الدرجة الأدنى إلى الأعلى - مثلاً أمام الدرجة ٥ وضع الرقم ٣٣ وهذا يعني ٢ + ١٨ + ١٣ = ٣٣ وهكذا حتى نصل إلى ٦٢ أمام الدرجة ١٠.

- في العمود رقم (٤) يتم تعديل التكرار التراكمي بمعنى أن يؤخذ التكرار التراكمي السابق ويضاف إليه $\frac{1}{2}$ عدد التكرار الموجود أمام الدرجة. نجد أن أمام الدرجة (١٠) تكرار تراكمي معدل هو ٦١,٥ وهذه

عبارة عن التكرار التراكمي السابق للدرجة (١٠) وهو ٦١ (أمام ٩) ويضاف إليه $\frac{١}{٢}$ التكرار الموجود أمام الدرجة (١٠) وهو ١ أي $\frac{١}{٢}$. وعليه يصبح التكرار التراكمي المعدل الدرجة (١٠) هو ٦١ + $\frac{١}{٢}$ = $\frac{١}{٢}$ ٦١.

وأمام الدرجة (٨) نجد أن التكرار التراكمي المعدل هو ٥٤ وهو عبارة عن التكرار السابق (أي الموجود أمام ٧) ومقداره ٥١ بالإضافة إلى $\frac{١}{٢}$ التكرار الموجود أمام (٨) وهو ٦ أي ٣، فيصبح ٥١ + ٣ = ٥٤ وهكذا بالنسبة لبقية الدرجات يمكن حساب التكرار التراكمي المعدل بنفس الطريقة التي أشرنا إليها.

- في العمود رقم (٥) يحول هذا التكرار التراكمي المعدل إلى نسب مئوية.

بحيث $\frac{٦١,٥}{٦٢} \times ١٠٠ = ٩٩,٢ \%$

، $\frac{٣٧}{٦٢} \times ١٠٠ = ٥٩,٧ \%$

وهكذا تحسب هذه النسب في العمود رقم (٥)

بعد ذلك تحول هذه النسب المئوية إلى درجات ت المعيارية بالاستعانة بالجداول الخاصة بذلك:

جداول تحويل النسب المئوية إلى الدرجة التائية المعيارية
(تؤخذ النسب أو أقرب ما يكون اليها)

النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة
,٠٠٣٢	١٠	٢,٢٨	٣٠	٥٠,٠٠	٥٠	٩٧,٧٢	٧٠	٩٩,٩٩٦٨	٩٠
,٠٠٤٨	١١	٢,٨٧	٣١	٥٣,٩٨	٥١	٩٨,٢١	٧١		
,٠٠٧	١٢	٣,٥٩	٣٢	٥٧,٩٣	٥٢	٩٨,٦١	٧٢		
,٠١١	١٣	٤,٤٦	٣٣	٦١,٧٩	٥٣	٩٨,٩٣	٧٣		
,٠١٦	١٤	٥,٤٨	٣٤	٦٥,٥٤	٥٤	٩٩,١٨	٧٤		
,٠٢٣	١٥	٦,٦٨	٣٥	٦٩,١٥	٥٥	٩٩,٣٨	٧٥		
,٠٣٤	١٦	٨,٠٨	٣٦	٧٢,٥٧	٥٦	٩٩,٥٣	٧٦		
,٠٤٨	١٧	٩,٦٨	٣٧	٧٥,٨٠	٥٧	٩٩,٦٥	٧٧		
,٠٦٩	١٨	١١,٥١	٣٨	٧٨,٨١	٥٨	٩٩,٧٤	٧٨		
,٠٩٧	١٩	١٣,٥٧	٣٩	٨١,٥٩	٥٩	٩٩,٨١	٧٩		
,١٣	٢٠	١٥,٨٧	٤٠	٨٤,١٣	٦٠	٩٩,٨٦٥	٨٠		
,١٩	٢١	١٨,٤١	٤١	٨٦,٤٣	٦١	٩٩,٩٠٣	٨١		
,٢٦	٢٢	٢١,١٩	٤٢	٨٨,٤٩	٦٢	٩٩,٩٣١	٨٢		
,٣٥	٢٣	٢٤,٢٠	٤٣	٩٠,٣٢	٦٣	٩٩,٩٥٢	٨٣		
٠,٤٧	٢٤	٢٧,٤٣	٤٤	٩١,٩٢	٦٤	٩٩,٩٦٦	٨٤		
,٦٢	٢٥	٣٠,٨٥	٤٥	٩٣,٣٢	٦٥	٩٩,٩٧٧	٨٥		
,٨٢	٢٦	٣٤,٤٦	٤٦	٩٤,٥٢	٦٦	٩٩,٩٨٤	٨٦		
١,٠٧	٢٧	٣٨,٢١	٤٧	٩٥,٥٤	٦٧	٩٩,٩٨٩٠	٨٧		
١٠٣٩	٢٨	٤٢,٠٧	٤٨	٩٦,٤١	٦٨	٩٩,٩٩٢٨	٨٨		
١,٧٩	٢٩	٤٦,٠٢	٤٩	٩٧,١٣	٦٩	٩٩,٩٩٥٢	٨٩		

هـ - الدرجات الجيمية C-Scale

وهذا النوع من الدرجات هو درجات معيارية معدلة ذات متوسط = ٥ وانحراف معياري مقداره ٢ . (تقسم قاعدة المنحنى الاعتـدالي إلى ١١ قسماً)

$$\therefore \text{الدرجة الجيمية} = \frac{٢}{ع} (س - م) + ٥$$

حيث س الدرجة الخـام، م متوسط توزيع الدرجات الخـام ع الانحراف المعياري لها كما يمكن تحويل الدرجة التائية المعدلة إلى درجة جيمية وذلك كما يلي:

$$\text{الدرجة الجيمية} = \frac{\text{الدرجة التائية}}{٥} - ٥$$

و - الدرجات التساعية المعيارية Stanine

في هذه الدرجات تقسـم قاعدة المنحنى الاعتدالي إلى تسعة أقسام بحيث تكون الوحدة هي $\frac{١}{٢}$ ع .

ز - الدرجات السباعية المعيارية Staseven

اقترح هـذا النـوع مـن الدرجـات فـؤاد البهـي بحيـث يقسم قـاعـدة المنحني الاعتدالي إلى سبعة أجزاء متساوية وكل جـزء منهـا - الوحـدة - هي $\frac{٣}{٤}$ ع .

ويجب أن نأخذ في اعتبارنا أن الدرجات المعيارية التي يستخدمها الباحث لا بد وأن تكون عملية وسهلة التناول ولهذا فإن أكثر المعايير المستخدمة انتشاراً هي الرتب المئينية والدرجات المعيارية المعدلة (التائية)، والدرجات التائية المعيارية.

وللتلخيص فإن الخطوات الأساسية لبناء الاختبار هي:

١ ـ تحديد القدرة أو السمة المطلوب قياسها.

٢ ـ تعريف القدرة أو السمة تعريفاً إجرائياً.

٣ ـ تحليل القدرة أو السمة تحليلاً إجهادياً.

٤ ـ تحديد أوزان عناصر القدرة أو السمة.

٥ ـ اقتراح البنود أو الوحدات.

٦ ـ تحليل البنود: الاختبار ـ تصحيح أثر التخمين ـ دليل الصعوبة ـ القدرة على التمييز أو الصدق ـ الثبات ـ التباين ـ علاقة البند بالاختبار ككل.

٧ ـ تقنين الاختبار: تعيين صدق الاختبار ـ وثباته ـ إعداد جداول المعايير.

وهذه الخطوات كما سبق وأشرنا تعتبر من المهارات الأساسية التي يجب أن يتدرب عليها دارس القياس النفسي جيداً وبالذات النواحي التطبيقية منها.

المراجع

١ ـ فؤاد البهي الإحصاء وقياس العقل البشري دار الفكر العربي ١٩٧١ .

٢ ـ محمد خليفة بركات علم النفس التعليمي: القياس النفسي والتربوي دار القلم ١٩٧٦ .

3 - Anastasi, A. Psychological testing, Macmillan, 1976.

4 - Cronbach, L, Essentials of Psychological testing, Harper, 1960.

5 - Diederich, P., Short-Cut Statistics..., E. T.S. 1973.

6 - Gronlund, N. Readings in measurement and evaluation, Macmillan, 1968.

7 - Mcnemar, Q. Psychological statistics, Wiley, 1969.

8 - Mehrens, W. and Ebel, R, Principles of educational and psychological measurement, Rand McNally, 1969.

9 - Messick, S, Jackson, D, Problems in Human Assessment Mc Graw Hill, 1967.

10 - Tyler, L, Tests and measurements, Printice-Hall, 1963.



الفصل الرابع

مقاييس الذكاء والقدرات

لا يمكن أن نتحدث عن الذكاء والقدرات دون أن نشير في تقدير وثناء إلى تلك المدرسة التي تكونت في أوروبا في أوائل هذا القرن من أجل دراسة القدرات الإنسانية دراسة علمية موضوعية: نقصد سيمون وبينية في فرنسا وسبيرمان وبيرت وبيرسون في انجلترا. إلا أنه وبمضي الزمن استطاعت المدرسة الانجليزية أن تتبلور وتتايز وتقود حركة القياس العقلي في العالم آنذاك.

وقد كانت هناك مجموعة من المفاهيم التي استمرت لفترة طويلة عن عقل الإنسان وتركيبه ووظيفته، وربما كان أهم هذه المفاهيم جميعاً مفهوم الملكات أو قوى العقل على أنها هي المسئولة عن سلوك الإنسان ومستوى تحصيله وإنجازه في المواقف التي تتطلب هذا التحصيل والإنجاز. وأدى مفهوم الملكات إلى وجود الشخص الذي له ملكة التخيل ومن له ملكة التفكير وملكة الشعر وملكة الموسيقى وملكة الذاكرة فيحفظ كل شيء عن ظهر قلب كالأرقام والأشكال وغير ذلك.. وبمعنى آخر أصبح لكل نمط من أنماط سلوك الإنسان ملكة خاصة به. وانتظمت هذه المعلومات والمعارف انتظاماً منطقياً لتكون ما يسمى بعلم دراسة «العقل والمخ» **Phrenology** وأساسياته أن مخ الكائن الحي ـ الإنسان طبعاً مقسم إلى عدة مناطق وكل منطقة من هذه المناطق تقوم على خدمة ملكة من ملكات العقل التي أشرنا إلى بعض منها.

وكان هناك مسلم آخر وهو أن حجم هذه المنطقة هو الذي يدل على قوة الملكة التي تتصل بها فإذا كان الحجم كبيراً كانت الملكة قوية والعكس صحيح. وكان من الواضح أن أياً من المشتغلين بهذا العلم لن يكون قادراً على تحديد حجم مناطق المخ داخلياً أو تشريحياً ومن ثم أصبحت أبعاد الجمجمة من الخارج هي الدلالة على قوة الملكات بالمناطق المختلفة في مخ الإنسان.

وبناء على ذلك فقد أصبح علم دراسة العقل والمخ هو في الحقيقة «دراسة» أبعاد جمجمة الإنسان للاستدلال على قواه العقلية والملكات التي تمثل هذه القوى، ومهد ذلك لعلم آخر هو علم الفراسة حيث كانت وسيلته «التفرس» في وجه الفرد وقسماته وشكل جمجمته لإعطاء تصور كامل شامل عن قواه وقدراته.

وسيطر مفهوم «الملكات» على تفكير المتخصصين في مجالات التربية والفلسفة وعلم النفس وما يتصل بها من معارف أخرى إلا أنه لم يكن هناك أي معرفة كاملة واضحة عن طبيعة هذه الملكات وبنائها. وبذلك يمكن أن نقول إن «مفهوم الملكات» لم يكن له الموضوعية العلمية الكافية لأن ترتفع به إلى مستوى النظرية في علم النفس كعلم موضوعي وعلى الرغم من هذا فقد كان لمفهوم الملكات مجموعة من التطبيقات التربوية في المدرسة لفترة طويلة من الزمن. فكان الهدف من تدريس العلوم الطبيعية هو تقوية ملكة الملاحظة والهدف من تدريس جدول الضرب أو قصائد الشعر أو التاريخ هو تقوية ملكة الذاكرة والهدف من تدريس الفنون مثل الرسم هو تدريب ملكة التخيل وهكذا. بل إنه من الطريف أن هناك مفهوماً جديداً ظهر في هذه الأثناء هو مفهوم «تدريب الملكات» حيث بنيت عليه جميع الانشطة المدرسية والبرامج التعليمية. فأدخلت مادة التربية البدنية في المدرسة ليس فقط من أجل بناء الجسم وتقويته بل من أجل تدريب ملكة الانتباه وضبط النفس كذلك.

ومن الطريف أيضاً أنه كان من المعتقدات (العلمية) آنذاك أن ملكة التفكير عند طفل المدرسة الإبتدائية لم تنضج بعد ومن ثم لا يمكن تدريبها

ولكن ملكة الذاكرة عند نفس الطفل قابلة للتدريب ومن هنا كانت معظم برامج المدرسة تعتمد على مواد الحفظ والاستظهار.

وقبل أن نعود إلى المدرسة العلمية الموضوعية في دراسة الذكاء والقدرات نشير إلى (تصور) آخر كان له الكثير من الأنصار والمؤيدين سواء على مستوى الإنسان العادي أو المتخصص. هذا التصور يدور حول القول بأن عقل الإنسان وعاء كبير يتكون من عدد من (الأقسام) أو الغرف وكل غرفة من هذه الغرف تختص بخزن نوع خاص من المعارف أو المعلومات أو المواد العقلية وهي تتكون من الأفكار والصور الذهنية والمشاعر والأحاسيس.

ويعتقد أصحاب هذا التصور كذلك أن كل غرفة من هذه الغرف لها سعة محددة تسمح باختزان قدر معين فقط من هذه المواد العقلية. ولكن يستثنى من هذه القاعدة الصور الذهنية إذ أن لها طبيعة تشبه طبيعة الغازات حيث تتمكن من الانتشار بين الأقسام المختلفة أو يمكن إدخال أكبر قدر منها تحت الضغط والقهر.

وبناء على هذا التصور شبه الخرافي فإن العمليات العقلية تصبح هي عمليات استقبال المعلومات والمواد العقلية ثم القيام (بتسكينها) في الغرف المناسبة لنوعيتها، ليتم تخزينها ومن ثم يمكن استدعاؤها عند الحاجة إليها.

وهناك تصور ثالث يدور حول مفهوم (الارتباط) حيث يرى أن عقل الإنسان عندما يعمل من أجل معالجة موقف جديد فإنه يبحث في ثناياه عن الخبرات السابقة ويظل يبحث إلى أن يجد خبرة سابقة تتشابه مع الخبرة الجديدة حيث يتم استدعاؤها ويستخدمها في معالجة الخبرة الجديدة وتنظيمها.

وهناك تصورات أخرى عديدة لا تخرج من محتواها ومنهجها عن كونها تصورات استبطانية لم تقم على دليل تجريبي أو قياس موضوعي.

نعود الآن إلى تلك المدرسة العلمية الموضوعية التي تكونت في فرنسا وفي انجلترا في بداية هذا القرن، ونحاول أن نصف الإطار العام الذي حدد نشاط

هذه المدرسة وخاصة في انجلترا، على أن يكون هذا الوصف في مجموعة محددة متبلورة من المفاهيم حتى يسهل بعد ذلك فهم اتجاه حركة القياس العقلي واختبارات الذكاء والقدرات.

أ ـ مفاهيم الذكاء والقدرات

تعددت المفاهيم المختلفة للذكاء والقدرات وإن كانت جميعها ـ أو بمعنى أدق جميع ما نختص به الآن ـ يهدف إلى تحديد موضوعي يؤدي إلى عملية قياس الذكاء. وهذه المفاهيم قد تعتمد على النواحي البنائية أو المظاهر الأدائية لذكاء الإنسان وقدراته.

بعض المفاهيم يرى أن الذكاء يمكن يحدد في اطـار التكوين التشريحي والنشاط الفسيولوجي للجهاز العصبي المركزي وخاصة مجموعة الخلايا التي تكون الطبقة العليا من المخ وتسمى طبقة القشرة Brain Cortex . فقد أجريت بعض التجارب (أيضاً في بداية هذا القرن بولتون ١٩١٤) على مجموعات من العاديين وضعاف العقول. وظهر من نتائج هذه التجارب أن خلايا قشرة المخ تزيد من حيث العدد والتشعب والتنظيم عند الأفراد العاديين عن ضعاف العقول. وتتفق هذه النتائج أيضاً مع أبحاث شرنجتون حيث وجد أن خلايا قشرة المخ عند ضعاف العقول أقل من حيث العدد عنها في حالة العاديين.

كما أن هناك مدخلاً آخر ضمن إطار هذا المفهوم حيث يمكن تفسير الذكاء عن طريق عدد الوصلات العصبية التي تصل بين خلايا المخ لتكوين الشبكة العصبية أو الألياف العصبية. وهذا ما أشار إليه ثورندايك ١٩٢٤. حيث يفترض أن نسبة الوصلات العصبية في حالة الشخص العبقري إلى الشخص العادي إلى ضعيف العقل كما يلي: (وذلك من حيث العدد).

العبقري	٦٧
	..
العادي	١٧
	..
ضعف العقل	١

وحقيقة الأمر أن هذا الإتجاه في محاولة تفسير الذكاء في إطار مفاهيم فسيولوجية أو عصبية يقوى في هذه الفترة الأخيرة من القرن العشرين وخاصة فيما يتصل بنشاط الحامض النووي الخلوي (R.N.A) من حيث التزايد في خلايا قشرة المخ ثم تناقصه بعد ذلك.

وكذلك فيما يتصل بالنشاط الكهروكيميائي لخلايا المخ وخاصة الطاقة الشوكية سريعة التحويل أو الطاقة المتشعبة بطيئة التحويل وهما نوعان من الطاقة الحيوية تخص الخلية العصبية. بالإضافة إلى ذلك فإننا نتوقع بين لحظة وأخرى الإضافات الجديدة التي يقدمها المختصون في الفسيولوجيا العصبية فيما يختص بنشاط ووظيفة جهاز الإيقاظ متعدد الوظائف N.P.S أو جهاز التحويل غير النوعي، وهذا الجهاز عبارة عن تجمع خلوى في المخ يعتبر نشاطه وفعاليته أساساً لنشاط وفعالية خلايا قشرة المخ.. وهذه بدورها مسئولة عن النشاط العقلي للفرد.

وهناك مفاهيم أخرى تدور حول المظاهر السلوكية للذكاء أو ما يمكن أن يطلق عليه السلوك الذكي، حيث يمكن تفسير الذكاء في إطار عملية التعلم حيث يمكن فهم الذكاء على أنه القدرة على التعلم وإكتساب المعرفة أو الخبرة الجديدة أو التكيف مع البيئة أو أي أنماط سلوكية أخرى تدل على (قدرة) الفرد على أن يتوافق مع معطيات موقفية جديدة أو أن يتطور ويتغير مع هذه المعطيات عندما تتطور وتتغير.

كما يمكن فهم الذكاء كذلك في إطار عملية التفكير والمحاكمة العقلية ومعالجة الموضوعات والمشكلات معالجة تتناسب مع أهمية هذه الموضوعات والمشكلات. وهنا نجد أن تيرمان يعرف الذكاء على أنه القدرة على التفكير المجرد، كما نجد بينيه يرى الذكاء على أنه القدرة على الفهم والإبتكار والتوجيه الهادف للسلوك ونقد الذات.

كما نجد ميومان يعرف الذكاء على أنه الاستعداد العام أو القدرة العامة على التفكير المستقل الإبداعي الإنتاجي.

وفي إطار آخر يمكن فهم الذكاء على أنه القدرة على الإدراك المجرد للعلاقات والمتعلقات أي الاستقراء والاستنباط.

كما يمكن كذلك أن يفهم الذكاء كما يوضحه ستودارد بأنه ذلك النشاط الذهني الذي يتميز بالنواحي التالية:

الصعوبة بمعنى ارتفاع درجة النشاط الذهني الذي يدل على الذكاء. فوحدة الاختبار التي تدل على الذكاء في سن مبكرة (الطفولة مثلاً) قد تدل على مجرد الأداء السريع في سن الرشد أو البلوغ.

التعقيد بمعنى عدد الأداءات التي يتمكن الفرد من القيام بها بنجاح في مستوى معين من مستويات الصعوبة ويمكن تفسير ذلك بعدد الوحدات أو البنود (من الاختبار) التي يستطيع المفحوص أن يجيب عليها إجابة صحيحة.

التجريد بمعنى القدرة على التعميم واستنتاج القانون واستخدام الرمز العددي أو اللغوي.

الاقتصاد بمعنى سرعة الأداء الصحيح وقلة الأخطاء وربما يفسر هذه النقطة اختبارات السرعة (أو الاختبارات الموقوتة).

التوافق بمعنى القدرة على اختيار وتحديد العلاقات المناسبة مع عناصر البيئة الخارجية وتوجيه السلوك توجيهاً هادفاً من أجل الوصول إلى حالة الاتزان مع عناصر الموقف أو المشكلة.

القيم الاجتماعية وهذه تدل على الجوانب الاجتماعية في السلوك الذكى أو السلوك الناجح.

الأصالة والإبداع حيث تدل على نوع خاص من التفكير يسانده الذكاء.

تركيز الطاقة أي القدرة على تركيز الانتباه أو الطاقة العقلية.

ممانعة الطغيان الإنفعالي وهذه نقطة تؤكد على كلية سلوك الفرد.

(١) والحقيقة أن بداية تحديد الإطار تحديداً واضحاً كانت عندما أشار

تشارلس سبيرمان (١٨٦٣ - ١٩٤٥) إلى مفهوم القدرة الفطرية العامة وقد كان أول من استخدم طريقة التحليل العاملي (كمنهج رياضي) في البحث عن مفهوم هذه القدرة وتكوينها وعلاقاتها بالمتغيرات الأخرى. ولهذا فإن سبيرمان لم يقنع بمجرد التحليل الرياضي لاستخلاص العوامل ووصفها ولكنه تجاوز ذلك إلى نظرية تصف ذكاء الإنسان وتفسر طبيعته ووظيفته فهو أول من اقترح نظرية الذكاء العام التي ظلت حتى وقتنا هذا علامة على طريق المعرفة السيكلوجية. ففي سنة ١٩٠٤ نشر سبيرمان بحثاً عن «الذكاء العام وموضوعية قياسه» وورد في دراسته ما يلي:

«إن التجارب التي أجريت على مجموعات كثيرة من أطفال المدارس حيث تم استخدام منهج التحليل العاملي أوضحت أن كل فروع الأنشطة الذهنية تشترك جميعاً في عامل واحد (أو مجوعة من العوامل) في حين أن العناصر النوعية من الأنشطة تبدو متباينة في كل حالة عن الحالة الأخرى. كما يتضح أيضاً أن التأثير النسبي للعامل العام إلى العامل النوعي (الخاص) يتراوح في هذه الحالات بين ١٥ : ١ إلى ٤ : ١ وبناء على ذلك تكون الصور المختلفة للأنشطة الذهنية مرتبطة فيما بينها في نظام خاص يتبع كمية تشبعها بهذا العامل العام».

هذا ما ورد في دراسة سبيرمان وما سمى بنظرية العاملين (العامل العام والعامل الخاص) وما يمكن أن نستنتجه هو أن كل عمل أو نشاط عقلي لا بد وأن يكون مشبعاً بدرجة معينة بعامل الذكاء العام الذي صاغ سبيرمان نظريته على أساس وجوده.

ومن أجل أن يؤكد سبيرمان أصالة ما توصل إليه نجد أنه يقارن بين نظريته هذه وبين ثلاث نظريات سابقة له.

وهذه النظريات الثلاث أولها يؤكد وجود قدرة واحدة فقط ولا وجـود لشيء غيرها وهي (قدرة) الذكاء التي تسيطر على كل نشاط ذهني وتتحكم فيه. وثاني هذه النظريات يزعم أن هناك أنواعاً متعددة من الذكاء أو القدرة

العامة ولكل نوع عمل معين وطبيعة معينة ووظيفة معينة. والنظرية الثالثة والأخيرة ترى أنه ليس هناك ما يسمى بقدرة عامة، أو ذكاء عام بل هناك فقط قدرات متخصصة وذكاء متخصص نوعي يتعلق بكل موقف على حده.

وبهذا نجد فعلاً أن سبيرمان قد ميز بوضوح بين نظرية العاملين التي اقترحها وبين الاتجاهات الثلاثة في فهم الذكاء والقدرات. ويمكن ان نتفق مع ثرنون فيما قاله عن هذه النظرية بحيث لو أخذت كما هي نصاً وحرفاً لا يصبح استخدامها في الميادين التطبيقية والعملية أمراً غير ممكن إذا أنها تعني أن كل اختبار من اختبارات القدرات لا بد وأن يقيس الذكاء كعامل عام ثم يقيس شيئاً آخر على درجة كبيرة من النوعية والخصوصية.

ثم نجد أن سبيرمان يعترف فيما بعد بهذه الصعوبة فيقول أن نظريته هذه لم توضع لتفسر كل شيء ولكنها فسرت معظم الأشياء وأهم الأشياء.

ونحن نلاحظ أن إشارة ثرنون السابقة هي إشارة ذكية حيث صنف عمل نظرية العاملين في تفسير وجود عامل عام جداً هو الذكاء وعامل خاص جداً أو نوعي وهو ما يختص بالاختبار في حد ذاته. ولكن سبيرمان كان يقبل بصعوبة بالغة أن هناك قدرات طائفية أو قدرات خاصة مستقلة عن الذكاء العام ـ وهذا م أخذه المتخصصون فيما بعد على نظرية العاملين.

(٢) وبناء على ذلك وعلى نشاط حركة القياس النفسي في ذلك الوقت تعدلت نظرية العاملين. وحمل لواء هذا التعديل عالم آخر لا يقل أصالة عن سبيرمان وهو سيرل بيرت حيث نشر في ١٩٠٩ دراسة حول تحليل التحصيل المدرسي عند الأطفال وهي دراسة عميقة جيدة التصميم وكانت أهم النتائج التي أشار إليها بيرت هي «أن هناك عاملاً جديداً غير العامل الذي اكتشفه سبيرمان وسماه الذكاء العام».

ثم اكتشف بيرت في دراسات أخرى متتالية الكثير عن التصور والذاكرة والتحصيل، إلا أنه في سنة ١٩١٧ وضع بيرت علامة واضحة على الطريق حيث حدد عامل اللغة وعامل الأعداد وعامل الأداء العملي بالإضافة إلى

العامل العام الذي سبق أن حدده سبيرمان.

كما أوضح بيرت كذلك أن عامل اللغة ليس بسيطاً ولكنه يتكون في مستويين: أولهما هو مستوى قراءة الكلمة وحفظ هجائها.

والثاني هو مستوى المعالجة الذهنية لهذه الكلمات والمفردات في محتوى المواد الأدبية والكتابة والمواد الاجتماعية والعلوم.

وأوضح بيرت أيضاً أن عامل الأداء العملي يختص بالعمل اليدوي والمهارة والسرعة في الأداء.

ووجد بيرت من تجاربه ودراساته أن العامل العام يرتبط باختبارات الذكاء ارتباطاً عالياً ولكنه ليس ارتباطاً تاماً موجباً وهذا ما أدى به إلى استنتاج وجود قدرة خاصة بالتحصيل المدرسي يتركب معظمها من العامل العام ولكن يضاف إليها بعض العوامل الخاصة الأخرى. فقد أكد بيرت في بحوثه هذا الاتجاه بل أشار إلى أن حوالي ٢٨٪ من إمكانية التحصيل المدرسي تعود إلى العامل العام وأن حوالي ٢١٪ يعود إلى العوامل الطائفية والخاصة.

وكان ذلك أول وبداية التعديل في نظرية سبيرمان.

ثم أكد هذا المنحى في تعديل نظرية العاملين عدد من الدارسين المتخصصين وأولهم كيلي في الولايات المتحدة الأمريكية سنة ١٩٢٨ حيث قام بتحليل نتائج الاختبارات التي أجريت على ثلاث مجموعات من الأطفال مستخدماً في ذلك منهج العاملي في أسلوب صعب لم يستخدمه أحد من بعده. فأكد كيلي ما توصل إليه بيرت وزاد عليه فأشار إلى وجود عامل اللغة والعامل العددي وعامل الذاكرة الحفظية (الصماء) وعامل معالجة الشكل الهندسي وعامل السرعة في الأداء. ولكنه قلل من أهمية العامل العام (الذكاء العام) فاختلف بذلك مع ما ذهب إليه بيرت، بل أن كيلي حاول أن يفسر وجود هذا العامل العام على أنه مجرد اختلافات تعود في مجملها إلى عوامل تختص بالجنس أو العنصر أو نظم التربية أو مستوى النضج أو العمر الزمني.

بعد ذلك بقليل قام باترسون وإليوت سنة ١٩٣٠ بدراسة تحليلية لما

أسمياه القدرة الميكانيكية. وفي هذه الدراسة لم يضف الجديد إلى تعديل نظرية سبيرمان بل تجاوز ذلك إلى التجريح حيث وجد الباحثان أن متوسط معاملات الارتباط بين ٢٦ أختباراً في القدرة الميكانيكية لم يزيد عن + ٠,١٧ وعليه فقد أصر الباحثان على إنكار وجود عامل عام بل أن القدرة الميكانيكية شيء والقدرة على الحركة شيء آخر. ولكنهما أي باترسون وإليوت لم يستطيعا إنكار وجود العوامل الطائفية والعوامل الخاصة. في سنة ١٩٣١ قام ستيفنسون في بريطانيا بدراسة شاملة على مجموعة كبيرة من الأطفال في نهاية المرحلة الإبتدائية.

وطبق الباحث على هذه المجموعة الكبيرة (حوالي ١٠٠٠) سبعة اختبارات لفظية وثمانية اختبارات غير لفظية يفترض فيها جميعاً أنها تقيس الذكاء. بمعنى العامل العام الذي أشار إليه سبيرمان ثم بيرت.

ولاحظ الباحث أن الاختبارات غير اللفظية يمكن أن يفسر ما بينها من ارتباط عن طريق هذا العامل العام. أما بالنسبة لتفسير العلاقة القائمة بين الاختبارات اللفظية فيما بينها أو بينها وبين الاختبارات غير اللفظية فقد أشار الباحث إلى إمكانية وجود رابطة من نوع ما مكونة من العامل العام (الذكاء العام) والعامل الخاص (عامل اللغة) حيث يقوم العنصر الأول (العامل العام) بربط الاختبارات جميعها بعضها ببعض (١٥ اختبار) بينما يقوم العنصر الثاني (عامل اللغة) بربط الاختبارات السبعة اللفظية فقط. ولكنه - أي الباحث - لم يشر بالنفي أو الاثبات إلى وجود مثل هذه الرابطة فيما يختص بالاختبارات غير اللفظية.

وفي ١٩٣٥ قام عبد العزيز القوصي بوضع علامة أخرى على الطريق وذلك كما يقول جيلفورد وجوتمان وفرنون وغيرهم فقد كان أول من أشار بدقة ووضوح إلى ما سماه عامل التصور البصري المكاني (العامل ك) وكان ذلك بناء على دراسة التي أجراها على مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية.

ووجد القوصي أن هناك مجموعة من التشبعات بالعامل العام تتساوى تقريباً مع تشبعات العامل (ك م) ومن خلال التحليل المنطقي والبنائي لهذه الاختبارات (ذات التشبع بالعامل ك م) وجد أنها جميعاً تحتاج إلى التصور البصري من أجل الوصول إلى إجابات صحيحة لبنود هذه الاختبارات. وهذه كانت الدعامة الأساسية لاعتبار عامل التصور البصري المكاني قدرة خاصة أو طائفية تختص بمجموعة من المواقف العملية المتشابهة.

وأثناء ذلك ـ أي في الثلاثينات من هذا القرن ـ كان ثرستون ـ وهو أحد رواد القياس النفسي الاجتماعي ـ قد ابتدع في امريكا الطريقة المركزية في التحليل العاملي واستخدمها في تحليل معاملات الارتباط في ميدان قياس الاتجاهات النفسية ومقاييس الشخصية.

وبناء على دراساته المختلفة توصل ثرستون إلى أنه ليس هناك ما يسمى بالعامل العام الذي يربط اختبارات القدرات جميعاً أو ما يسمى بالعامل الخاص أو العامل النوعي ولكنه يرى ـ ويتفق في هذا مع باترسون وإليوت وكيلي ـ أن هناك مجموعة من العوامل المتعددة تقف جميعاً على قدم المساواة في الأهمية مع بعضها البعض ـ تقريباً ـ وسمى ما توصل إليه بنظرية العوامل المتعددة.

فإذا كانت نظرية العاملين (سبيرمان) يمكن أن تمثل على النحو التالي:

	العامل العام	العامل النوعي
الاختبار الأول	(+)	+ ١
الاختبار الثاني	(+)	+ ٢
الاختبار الثالث	(+)	+ ٣
الاختبار الرابع	(+)	+ ٤
الاختبار الخامس	(+)	+ ٥
الاختبار السادس	(+)	+ ٦

أي أن هناك عامل عام يربط هذه الاختبارات الستة جميعاً بينما يوجد عامل نوعي يميز كل اختبار على حدة (١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦). فإنه يمكن تمثيل نظرية العوامل الطائفية وهي التي قامت على تعديلات بيرت وستيفنسون والقوصي لنظرية سبيرمان كما يلي:

	العامل العام	العامل الخاص	العامل النوعي
الاختبار الأول	(+)	+ ١	+ ١
الاختبار الثاني	(+)	+ ١	+ ٢
الاختبار الثالث	(+)	+ ١	+ ٣
الاختبار الرابع	(+)	+ ٢	+ ٤
الاختبار الخامس	(+)	+ ٢	+ ٥
الاختبار السادس	(+)	+ ٢	+ ٦

وهذا يعني أن هناك عامل عام يربط الاختبارات الستة جميعاً بينما يوجد عامل خاص يربط الاختبارات الثلاثة الأولى معاً وعامل خاص آخر يربط الاختبارات الثلاثة الأخيرة معاً (+ ١ ، + ٢) كما يوجد عامل نوعي لكل اختبار على حدة (١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦).

كما أنه يمكن تمثيل نظرية ترستون من العوامل المتعددة على النحو التالي:

	العامل العام	العامل الخاص	العامل النوعي
الاختبار الأول	(لا وجود له	+ ١ ، ٢	+ ١
	في هذه		
الاختبار الثاني	النظرية	+ ١ ، ٢ ، ٣	+ ٢
الاختبار الثالث		+ ١	+ ٣
الاختبار الرابع		+ ٢	+٤
الاختبار الخامس		+ ١ ، ٢	+ ٥
الاختبار السادس		+ ١ ، ٣	+٦

وهذا يعني أن نظرية ترستون لا تعترف بوجود العامل العام. ولكن هناك عوامل خاصة أو طائفية توجد في بعض الاختبارات دون البعض الآخر. فنجد مثلاً أن الاختبار الأول يرتبط بالاختبار الثاني عن طريق عاملين هما (١ ، ٢) ولكنه يختلف عنه بالعامل (٣) الذي يربطه بالاضافة مع العامل (١) بالاختبار السادس. ونجد كذلك أن الاختبار الأول أيضاً يرتبط مع الاختبار الثالث بالعامل (١) ولكن يختلف عنه بالعامل (٢) الذي يربطه بالاختبار الرابع.

ونجد أيضاً أن الاختبار الثالث لا يرتبط بالاختبار الرابع نظراً لعدم وجود أي عامل مشترك بينهما.

وهكذا نجد أنه ليس هناك عامل واحد مشترك بين هذه الاختبارات الستة أي يربط بينها جميعاً.

وترى هذه النظرية أيضاً أن هناك عوامل نوعية خاصة بكل اختبار على حدة (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦).

يبدو الآن واضحاً أن ثرستون له تصور محدد جلي يختلف عن تصور سبيرمان وبيرت وستيفنسون والقوصي وڤرنون والكسندر وغيرهم من أعضاء المدرسة الانجليزية في توضيح مفهوم الذكاء والقدرات.

وهنا يمكن أن نسوق تعليقاً على جانب من الأهمية وهو أنه كان من السائد أن التصور الذي قدمه ترستون إنما يعود إلى طريقة التحليل العاملي التي استخدمها وذلك فيما بين سنة ١٩٣٠ ـ سنة ١٩٣٥ إلى أن تمكن ألكسندر من إبطال هذا الزعم السائد عندما قام بتطبيق عدد كبير من الاختبارات التي يفترض أنها تقيس الذكاء: منها ما هو لفظي ومنها ما هو غير لفظي على عينة كبيرة متنوعة من حيث التركيب حيث تكونت من الأطفال بنين وبنات ومن المراهقين بالمدارس الثانوية ومن النساء البالغات. وحلل النتائج التي حصل عليها بنفس طريقة التحليل العاملي التي استخدمها

ثرستون وتوصل إلى مجموعة من العوامل التي تؤيد نظرية سبيرمان بعد التعديل أي تعضد وجهة نظر سيرك بيرت والقوصي وستيفنسون فوجد أنه بالإضافة إلى العامل العام هناك عامل خاص باللغة وعامل خاص بالأداء ـ القدرة العملية ـ.

وبناء على تجربته هذه قام ألكسندر بتصميم اختباره المشهور في الأداء العملي والمكون من بناء المكعبات والقطع الخشبية والإزاحة. كما دعم الكسندر رأي بيرت فيما يختص بالقدرة الخاصة بالتحصيل المدرسي حيث لاحظ وجود عامل مستقل بالتحصيل المدرسي بين الاختبارات التي قام بتطبيقها على مجموعات من أطفال المدارس.

وعاود ثرستون معارضته لفكرة وجود العامل العام وكان ذلك في سلسلة من المقالات العلمية حول القدرات الإنسانية وكان ذلك حوالي سنة ١٩٣٨. وكان ثرستون يحلل نتائج ٥٦ اختباراً بعد تطبيقها على ٢٤٠ طالباً جامعياً وانتهى من تحليله إلى نتائج تتعارض تماماً مع وجود العامل العام في نظرية سبيرمان. وقال ثرستون أنه لا وجود لمثل هذا العامل إنما هناك مجموعة من العوامل المتعددة سماها. القدرات الأولية وكانت كما يلي:

١ ـ عامل اللغة: أي ما يختص بتكوين وبناء اللفظ والتعبير.

٢ ـ عامل السيولة اللفظية: وهو ما يتصل بالقدرة على استدعاء الألفاظ والكلمات.

٣ ـ عامل العدد: أي ما يتصل بالمعالجة الرياضية والرموز الرقمية.

٤ ـ عامل الذاكرة الحفظية: أو ما يتصل بالاستظهار دون فهم أو مهارة عقلية.

٥ ـ عامل سرعة الإدراك: أي ما يتصل بعمليات الإدراك الحسي.

٦ ـ عامل التفكير الاستنباطي: أي ما يختص بعملية التحليل المنطقي للكليات من أجل الوصول إلى علاقة الأجزاء بعضها ببعض.

٧ ـ عامل التفكير الاستقرائي: أي ما يختص بعملية إيجاد العلاقات بين الجزئيات للوصول إلى معنى الكليات.

٨ ـ العامل المكاني: أو ما يختص بتصور الأمكنة والأشكال وهو العامل المناظر للعامل (ك م) عند القوصي.

وقد علق ڤرنون على اكتشافات ثرستون تعليقاً ذكياً للمرة الثانية حيث يوضح تعليقه ضمنا الأسباب الشكلية التي جعلت سبيرمان يعارض بشدة أراء ثرستون. فيقول ڤرنون « إنه على الرغم من الاختلاف من حيث المحتوى وطريقة التحليل فإن هذه القدرات الثمانية تتشابه من حيث الأهمية والمكانة مع فكرة الملكات العقلية التي سادت خلال القرن التاسع عشر والتي يحاربها سبيرمان بشدة وعنف على مدى ثلاثين عاماً.

وفي سنة ١٩٣٩ رد سبيرمان على هجوم ثرستون بملاحظة أصيلة حيث أشار إلى أن مجرد النظر إلى مصفوفات معاملات الارتباط الأولى في دراسات ثرستون تجعلنا ندرك أن هناك عامل عام إذ أن جميع هذه المعاملات موجبة.

وبناء على هذه الملاحظة قام آيزنك بمفرده وهو لزيخر وهارمان معاً بإعادة تحليل مصفوفات معاملات الارتباط في دراسات ثرستون. وكانت النتيجة فعلاً كما توقع سبيرمان حيث كان تباين العامل العام حوالي ٣١٪ـ ذلك العامل الذي أنكر ثرستون وجوده ـ وتباين العوامل الخاصة جميعاً حوالي ٢٤٪.

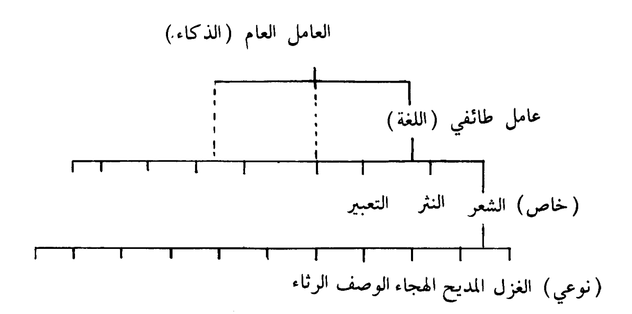
ويفسر أصحاب هذه الدراسة ـ أيزنك وهولزينجر وهارمان ـ ذلك بأن محتوى العوامل الخاصة التي يشيرون إليها تتشابه إلى حد كبير مع محتوى العوامل الثمانية التي سماها ثرستون القدرات الأولية.

كما أنه يمكن القول بأن طريقة ثرستون في التحليل العاملي صحيحة ولا غبار عليها من الناحية الرياضية البحتة، كما أن طريقة سبيرمان صحيحة أيضاً ولكن ثرستون لم يثبت عدم وجود العامل العام وكل ما قام به هو أن وزع هذا العامل بين العوامل الأولية التي أشار إليها.

وهكذا نجد أن حصاد هذا التعارض في الرأي بين المدرسة الانجليزية والمدرسة الأمريكية والحوار الدائر بينهما أدى إلى بلورة حقيقية في ميدان الذكاء والقدرات والعلاقة بينهما. وجاءت هذه البلورة على النحو التالي:

أولاً - وجهة النظر البريطانية والتي قادها سبيرمان وبيرت وستيفنسون والقوصي والكسندر وڤرنون تلخصت فيما قدمه بيرت وسماه النظرية الهرمية للقدرات ومؤداها أن هناك ما يسمى بالعامل العام يأتي في المكان الأول في تنظيم القدرات وذلك من حيث الأهمية والتأثير. يليه ويأتي بعده من حيث الأهمية مجموعة منفصلة من العوامل تسمى العوامل الطائفية يلي كل عامل طائفي (أو قدرة طائفية) مجموعة من القدرات الخاصة ويلي كل قدرة خاصة مجموعة أخرى تسمى القدرات النوعية أو العوامل النوعية.

ويمكن تمثيل هذه النظرية على النحو التالي:



وهذا يعني وجود الذكاء كعامل عام يأتي في الأهمية قبل بقية العوامل والقدرات الأخرى. يليه القدرة اللغوية وهي قدرة طائفية أي تجمع طائفة من القدرات الأخرى (وهي القدرات الخاصة) مثل الشعر والنثر والتعبير وغير

ذلك من القدرات الخاصة التي تجمعها القدرة اللغوية كقدرة طائفية. ثم نجد أن الشعر كقدرة خاصة يضم مجموعة أخرى من العوامل أو القدرات تسمى القدرات النوعية وهي أكثر خصوصية من القدرة الخاصة. وهذه العوامل النوعية مثل شعر الغزل وشعر المديح والهجاء والوصف والرثاء وغير ذلك من فنون الشعر الأخرى. وقد يسترسل التحليل إلى عوامل أدق وأكثر خصوصية حيث نجد عوامل تختص بوصف المعارك الحربية (الملاحم) وعوامل تختص بوصف الطبيعة وهكذا.

ويعود ڤرنون مرة أخرى فيقول إنه يقبل هذه النظرية الهرمية على أنها تعديل معقول لنظرية العاملين التي قدمها سبيرمان أو حتى لنظرية العوامل المتعددة التي قدمها ثرستون وسانده فيها عدد لا بأس به من العلماء الأمريكيين.

ويرى ڤرنون أيضاً أن هذا الشكل التوضيحي الذي استخدمناه كنموذج لتبسيط فكرة النظرية الهرمية يمكن الحصول عليه عندما نقوم بدراسة واسعة عريضة تشمل جميع القدرات الإنسانية عن طريق استخدام عدد كبير من الاختبارات العقلية المناظرة لمكونات هذه القدرات وعينة ذات حجم كبير أيضاً ذات مواصفات معينة من حيث الخلفية والتدريب.

ثانياً ـ وجهة النظر الأمريكية: والتي وقف في مقدمتها ثرستون وكيلي وباترسون وإليوت. فإنها ترى أن القدرات الإنسانية مستقلة عن بعضها البعص وقد يوجد هناك ارتباط بين بعضها ولكن لا وجود لما يسمى بالعامل العام الذي يربط هذه القدرات جميعاً. كما أنه يلي كل قدرة من هذه القدرات المنفصلة ـ أو قدرة أولية ـ عامل نوعي يتصل بخاصية الموقف أو المقياس المستخدم.

والحقيقة أن وجهة النظر هذه انتشرت في أمريكا نتيجة الدراسات الكثيرة المتنوعة حيث أدت إلى تعديل مفهوم ومحتوى تلك القدرات الأولية الثمانية التي أشار إليها ثرستون.

ففي سنة ١٩٤٥ ظهرت دراسة أجراها مجموعة من المتخصصين في التحليل المهني حيث استخدم في هذه الدراسة حوالي ١٠٠ اختبار وعينة من الأفراد تزيد على ٢٠٠٠.

وقد أكدت نتائج هذه الدراسة وجود العوامل الأولية التالية:

١ - عامل اللغة.
٢ - عامل الإدراك.
٣ - عامل سرعة الحركة.
٤ - العامل العددي.
٥ - العامل الكتابي.
٦ - عامل مهارة الأصابع.
٧ - عامل مهارة اليد.
٨ - عامل دقة التصويب إلى الهدف.
٩ - العامل المكاني.
١٠ - عامل القدرة المنطقية.

وفي سنة ١٩٤٨ قام جيلفورد ومعاونوه بدراسات شاملة في سلاح الطيران الأمريكي أدت إلى تحديد القدرات الأولية التالية:

١ - الدقة.
٢ - التكامل.
٣ - تقدير الأطوال.
٤ - الذاكرة.
٥ - الميل إلى الرياضيات.
٦ - المعلومات الميكانيكية.
٧ - سرعة الإدراك.
٨ - الميل إلى المهنة (العمل كطيار).
٩ - القدرة على التخطيط.

١٠ - التناسق النفسحركي.
١١ - الدقة النفسحركية.
١٢ - السرعة النفسحركية.
١٣ - التفكير المنطقي.
١٤ - التصور البصري المكاني.
١٥ - المهارة في المواد الاجتماعية (الجغرافيا ...الخ).
١٦ - القدرة اللغوية.
١٧ - التصور.

وفي مقابل هذا نشر ڤرنون أهم دراسة له في ميدان القدرات وكانت بحق علامة على الطريق في فهم بناء وتكوين القدرات عند الإنسان وقد اكتسبت هذه الدراسة أهمية خاصة في بريطانيا والولايات المتحدة كذلك.

وقد أجرى ڤرنون هذه الدراسة في الجيش البريطاني وكانت النتائج التي توصل إليها لا تدع مجالاً للشك في وجود العامل العام حيث وجد أن تباين هذا العامل يزيد في المتوسط عن ضعف متوسط تباين القدرات أو العوامل الخاصة جميعاً. ووجد ڤرنون كذلك أن الاختبارات المستخدمة تصنف في مجموعتين من حيث العوامل هما:

١ - العوامل اللفظية والعددية والتعليمية.
٢ - العوامل العلمية والميكانيكية والمكانية.

وعند التحليل وجد أن العوامل الأولى تعود وتصنف إلى:

١ - العوامل اللفظية.
٢ - العوامل العددية.

أما العوامل التعليمية فهي مشتركة بين هذين النوعين ١، ٢.

كما أن المجموعة الثانية تعود وتصنف إلى:

١ ـ العوامل الميكانيكية.
٢ ـ العوامل العملية (الأدائية).
٣ ـ عوامل خاصة بالتصور البصري المكاني (ك).

ثالثاً ـ تصور جيلفورد في الذكاء والقدرات:

فيما بين سنة ١٩٤٥، ١٩٦٦ قام جيلفورد ومجموعة من معاونيه بعدد من الدراسات والبحوث حول بناء القدرات الإنسانية. وانتهت هذه الدراسات إلى تصور خاص وصفه جيلفورد في منطق جيد ومهارة فائقة. فقد تجنب جيلفورد الحديث عن العامل العام أو العوامل الطائفية حتى لا يدخل تصوره في نطاق الخلاف بين ثرستون من جهة ومدرسة سبيرمان من جهة أخرى وإنما تحدث عن النشاط الذهني أو النشاط العقلي عند الإنسان.

يصنف جيلفورد القدرات الإنسانية حسب المعايير التالية:

١ ـ العمليات السيكلوجية التي هي لب القدرة أو التكوين الذي يميز القدرة عن غيرها من القدرات وهذه هي: التعرف ـ التذكر ـ التقييم ـ الإنتاج الذهني (التفكير) المتنوع ـ الإنتاج الذهني (التفكير) المتقارب.

٢ ـ محتوى القدرة أو نوع المادة التي تحدد هذه القدرة مثل الرموز (الحروف والأرقام) أو الأشكال أو المعاني أو الأنشطة السلوكية.

٣ ـ تنظيم المادة أو المحتوى الذي يحدد شكل العلاقات السائدة بين مكونات هذا المحتوى حيث يكون هذا التنظيم على هيئة وحدات أو تصنيفات أو علاقات أو نظم منطقية أو تحويلات أو ضمنيات.

وبهذا يقول جيلفورد أن العمليات السيكلوجية الأساسية عددها خمسة واحتمالات أنواع المادة أو المحتوى عددها أربعة كما أن احتمالات التنظيم (Products) عددها ستة، وطالما أن هذه العناصر مستقلة عن بعضها البعض فإنها سوف تنتج عدداً كبيراً من القدرات يساوي ٥ × ٤ × ٦ = ١٢٠.

وقد قام جيلفورد بناء على هذا بإعداد خمسة جداول مستقلة: جدول لكل عملية سيكلوجية أساسية يحدد فيه القدرات الناتجة عن المحتوى واحتمالات التنظيم وبذلك تكون في كل جدول من هذه الجداول ٢٤ قدرة حدد معظمها عن طريق عملية التحليل العاملي وترك أمكنة خالية للقدرات التي لم يستطع أن يحددها.

ويمكن أن نعرض نموذجاً افتراضياً لأحد هذه الجداول ولتكن العملية السكلوجية الأساسية هي عملية التقيم ى.

جدول القدرات الناتجة (عملية التقيم ى)

احتمالات المحتوى	الشكل	الرمز	المعنى	السلوك
	(١)	(٢)	(٣)	(٤)
احتمالات التنظيم	ش	م	ع	س
١ ـ وحدات ح	ى ش ح	ى م ح	I	ى س ح
٢ ـ مصنفات ص	ى ش ص	I	ى ع ص	ى س ص
٣ ـ علاقات و	ى ش و	ى م و	ى ع و	I
٤ ـ نظم منطقية ل	I	ى م ل	ى ع ل	I
٥ ـ تحويلات ت	ى ش ت	I	I	ى س ت
٦ ـ ضمنيات ه	ى ش ه	ى م ه	I	ى س ه

ولتوضيح ما في هذا الجدول نفترض إن هناك العملية السيكلوجية (ى) استخدمها الفرد في معالجة الرموز (م) على هيئة وحدات (ح) فإن القدرة الناتجة يرمز إليها بالرمز ى م ح.

ولذلك فإن القدرات التي يرمز إليها بمثل هذا الرمز هي القدرات التي تمكن جيلفورد ومعاونوه من اكتشافها واستخلاصها عن طريق عملية التحليل العاملي أما الأماكن الخالية فقد أشار إليها جيلفورد بالرمز I بمعنى أنه لم يتمكن من استخلاص القدرة الناتجة والتي يمكن أن توضع في هذا المكان من الجدول ومن ثم ترك مكانها خالياً حتى يتم أكتشافها.

ولم تقف إسهامات جيلفورد في موضوع الذكاء والقدرات عند هـذا الحد بـل تجاوزه إلى دراسة الإصالة والإبداع. فنجد جيلفورد يصف العمليات العقلية التي تتصل بالإبداع ـ كنشاط ذهني متكامل لدى الفرد، وبناء على النتائج التي تراكمت لديه ـ على النحو التالي:

١ ـ عامل الحساسية أو الاستعداد **Readiness**

بمعنى حساسية الفرد الزائدة للمشكلات واستعداديته الدائمة للتواصل مع المثيرات الخارجية.

٢ ـ عامل إعادة الصياغة **Redifinition**

بمعنى قدرة الفرد على إعادة وصف وتحديد المثير ـ أو المشكلة ـ بصـور وأبعاد وأشكال مختلفة. وهذا العامل يتصل بعامل المعالجة الذهنية ويعتمد عليه.

٣ ـ عامل التحليل **analysis**

بمعنى قدرة الفرد على تحليل الكل إلى أكبر عدد ممكن من الجزئيات أو العناصر ويعتمد هذا العامل على عوامل أخرى كثيرة ربما كان أهمها عامل التفكير التحليلي.

٤ ـ عامل التأليف **Synathesis**

بمعنى قدرة الفرد على تكوين أكبر عدد ممكن من الكليات من أقل عدد من العناصر أو الجزئيات.

٥ ـ عامل الطلاقة **Fluency**

بمعنى كثرة الاستجابات وتتاليها واتصالها ببعضها البعض. ويفسر هذا العامل أيضاً بمعنى «الخصوبة العقلية».

٦ ـ عامل تعدد الاستجابات أو التفكير المتنوع **Divergent thinking**

بمعنى تنوع الاستجابات التي يقدمها الفرد لمثير محدد أي قدرة الفرد على تقديم حلول كثيرة متنوعة لمشكلة واحدة.

٧ ـ عامل المرونة Flexibility

بمعنى قدرة الفرد على التكيف السريع مع المثيرات المختلفة المتباينة. وهذا يعني بصورة ما القدرة على تعديل طريقة التفكير والمعالجة.

هذا فيما يختص بما قدمه جيلفورد في ميدان الذكاء والقدرات.

وللتلخيص: فإننا نجد أن المدرسة البريطانية تبلورت عن النظرية الهرمية للقدرات والتي بنيت أساساً على العامل العام الذي اقترحه سبيرمان ثم تعديلات بيرت وتلاميذه.

كما نجد أيضاً أن المدرسة الأمريكية تبلورت في نظرية العوامل المتعددة التي اقترحها ثرستون والتي ساندها الكثير من زملائه وتلاميذه. ثم كان تصور جيلفورد هو أبرز إضافة إلى الفكر الأمريكي في مجال الذكاء والقدرات بعد نظرية العوامل المتعددة.

ب ـ الفروق الفردية في الذكاء والقدرات:

تعتبر الفروق الفردية هي الركيزة الأولى التي يقوم عليها موضوع القياس وذلك كما أشرنا في حديثنا عن المسلمات الرئيسة لنظرية القياس. ومما يجب الإشارة إليه كذلك أنه عندما بدأ علم النفس بداية موضوعية حيث تبنى المنهج العلمي التجريبي في أول مختبر لعلم النفس أنشأه ڤونت Wundt في مدينة لابيزج في ألمانيا ـ كانت الفروق الفردية ـ فروق استجابات الأفراد للمثير الواحد ـ تعتبر أخطاء تجريبية يجب التخلص منها وتجاوزها إلى الوصول إلى قانون عام يصف استجابات الأفراد جميعاً. ومن الواضح أن هذ النوع من التفكير كان صياغة أخرى للتفكير في ميدان الفيزياء والعلوم الطبيعية.

أما في ميدان القياس النفسي أو العقلي فإن الفروق الفردية تعتبر هي موضوع الدراسة ومادة البحث ولولا وجودها لما كانت هناك مقاييس أو اختبارات إذ أن هذه المقاييس إنما وجدت لقياس هذه الفروق وتقديرها.

ويمكن أن نعرف الفروق الفردية على انها الانحرافات أو الاختلافات الفردية عن المتوسط العام في أي صفة من الصفات المشتركة بين مجموعة الأفراد.

وبناء على ذلك فإن الفروق الفردية هي اختلافات في الدرجة وليس النـوع أي أنه طالما أننا نقول بضرورة أن تكون الصفة مشتركة بين مجموعة الأفراد، إذن نحن نبحث في اختلافات الأفراد في الذكاء مثلاً أو القدرة العددية كصفة مشتركة بينهم ولكن لا نبحث في اختلاف القدرة الميكانيكية عن القدرة الموسيقية.

ومفهوم الفروق الفردية من المفاهيم السابقة لمفاهيم الذكاء والقدرات ومن هنا كانت أهميتها في عملية الإعـداد لقيـاس القـدرات العقليـة أوالسمات الشخصية أو غير ذلك من الصفات التي تختلف فيما بينها من حيث الدرجة. ونحن سبق أن سلمنا في أساسيات نظرية القياس أن الأفراد يختلفون فيما بينهم في الذكاء والقدرات العقلية الأخرى والسمات الشخصية كذلك، ونضيف الآن أن هذه الاختلافات أو الفروق بين عينة كبيرة من الأفراد تتوزع حسب المنحنى الاعتدالي حيث نجد أن أدنى المستويات انتشاراً من هذه الفروق الفردية هي المستويات المتطرفة ـ المستوى الأقل والمستوى الأعلى ـ في حين أن أكثر المستويات انتشاراً هو المستوى المتوسط.

كما نلاحظ أيضاً أن هذه الفروق الفردية لها مجموعة من الخواص مثل المدى حيث يختلف مدى الفروق الفردية في الذكاء عند مجموعة من الأفراد عن مدى الفروق الفردية في القدرة الاجتماعية (الميل الاجتماعي) عند نفس هذه المجموعة من الأفراد. ولقد دلت معظـم الدراسـات والبحـوث الميـدانيـة وخاصة في مجال علم نفس النمو أن أوسع مدى في هذه الفروق يكون في السمات الشخصية والمزاجية بوجه عام، يلي ذلك مدى الفروق في الذكاء والقدرات العقلية والمعرفية، وأن أقل مدى في هذه الفروق إنما يكون في

الخصائص الفيزيكية ـ الجسمانية بوجه عام مثل الطول والوزن وأبعاد الجمجمة وحدقة العين وطول الساقين وغير ذلك ـ.

وخاصية أخرى للفروق الفردية هي اختلاف ثباتها من صفة إلى صفة إذ أنه من المتوقع ألا تظل الفروق الفردية بين مجموعة من البشر ثابتة كما هي لا تتغير مهما تغيرت الظروف الزمنية والمكانية. فنجد على سبيل المثال أن الفروق الفردية في مجال السمات المزاجية والشخصية قليلة الثبات كثيرة التغير في حين أن هذه الفروق في مجال الذكاء والقدرات العقلية أكثر ثباتاً وخاصة بعد تخطي مراحل النمو السريع في فترة المراهقة. وخاصية ثالثة لهذه الفروق الفردية هي أن لها تنظيم وترتيب خاص متدرج يتصل بنوعية الصفة التي تظهر فيها هذه الفروق من حيث العمومية أو الخصوصية. فنجد على سبيل المثال أن الفروق الفردية في الذكاء تأتي في المقدمة يليها الفروق في القدرات الطائفية ثم الفروق في القدرات الخاصة ثم النوعية وهكذا. ونجد أيضاً مثل هذا التنظيم في مجال السمات المزاجية أو الشخصية.

كما يجب أن نلاحظ أيضاً أن هناك مجموعة من العوامل تؤثر في الفروق الفردية وفي مدى ظهورها ووضوحها في عينة ما. وربما كان أهم هذه العوامل هو عامل الوراثة الذي يمثل الخصائص التي يرثها الفرد عن أصوله وهذا يعني بالنسبة لهذه العينة أن ما يظهر فيها من فروق فردية إنما يعود ـ بناء على أهمية عامل الوراثة ـ إلى عينة أخرى غير موجودة هي عينة الأباء والأمهات والجدود وغيرهم.

وكذلك عوامل البيئة أو العوامل الحضارية والثقافية التي يتعرض لها الفرد أو مجموعة الأفراد إذ أن مثل هذه العوامل تنتقل مع الفرد من مكان إلى آخر. فقد تكون هناك مجموعة من الفروق الفردية في عينة ما تحت ظروف حضارية خاصة تعود ـ أي هذه الفروق الفردية ـ إلى عوامل حضارية وبيئية أخرى.

وهناك عوامل أخرى تعود إلى الجنس (ذكر أو أنثى) حيث يختلف

مدى الفروق الفردية وخاصة في النواحي العقلية عند الذكور عنه عند الإناث.

وكذلك العمر الزمني له أثر واضح على الفروق الفردية في القدرات العقلية والمعرفية حيث تزواد هذه الفروق بزيادة العمر الزمني عند الأفراد.

هـ - قياس الذكاء والقدرات:

بعد أن أشرنا إلى مفاهيم الذكاء والقدرات (أ) والفروق الفردية (ب) يأتي الآن منطقياً موضوع قياس الذكاء والقدرات. وهذا الموضوع له أهمية خاصة في ميدان علم النفس بعامة وفي ميدان القياس النفسي بخاصة وذلك لسببين أساسيين:

أولهما أن قياس الذكاء والقدرات سوف يؤدي بطبيعة الحال إلى معرفة طبيعة ووظيفة وبناء القدرات وعلاقتها بالذكاء وببعضها البعض، وخاصة إذا كانت أدوات القياس المستخدمة ذات مواصفات تتفق والشروط الأساسية التي أشرنا إليها عند الحديث عن أدوات القياس.

وثانيهما أن عملية القياس هذه سوف تساعد المشتغلين بعلم النفس الإرشادي والتوجيه المهني والتربوي والوظيفي وعلم النفس الاكلينيكي في اتخاذ القرارات بالنسبة لمن هم موضع قياس وتقويم. والحقيقة أن هذه القرارات في هذه الميادين تعتبر حيوية سواء من الناحية العلمية النظرية أو العملية التطبيقية.

من أجل هذا نجد أن موضوع قياس الذكاء والقدرات له جانبان على قدر متساو من الأهمية: الجانب النظري حيث يشمل المشاكل العامة التي تتصل بمنهجية القياس كمذهب من مذاهب علم النفس والمشاكل النوعية التي تتصل بعناصر القدرات ومكوناتها.

والجانب الآخر هو الجانب التطبيقي الذي يشمل المشكلات التي تختص بالطرق والوسائل المستخدمة أو الممكنة لقياس الذكاء والقدرات.

فإذا عدنا إلى المشاكل العامة التي تتصل بمنهجية القياس نجد مجموعة كبيرة من الأسئلة تطرح نفسها أمام الإخصائي أولها: ماذا نقيس؟ وما هي تلك القدرة أوالخاصية التي تستخدم أداة القياس أو الاختبار من أجل تقديرها؟ وهل هذه الأداة تقيس تلك القدرة أم أنها تقيس مع هذه القدرة قدرات أخرى تختلط بالقدرة موضع القياس؟

هذه الأسئلة ـ وربما هناك الكثير غيرها ـ يجوز أن تعرض للباحث أو الاخصائي في أي فرع من فروع القياس: قياس الذكاء والقدرات، قياس الشخصية، قياس الإتجاهات، قياس التحصيل وهكذا ومن ثم كانت هذه الأسئلة انعكاساً لمشكلات عامة تتصل بمنهجية عملية القياس.

فإذا أمكن أن نحول هذه الأسئلة العامة إلى أسئلة محددة ـ وفي ضوء دراستنا لأدوات القياس في الفصل الثالث ـ لأصبحت مشكلة قياس الذكاء والقدرات هي مشكلة القياس في أي ميدان آخر التي تتبلور أخيراً في مفاهيم الصدق والثبات بالنسبة للأدوات المستخدمة والتي أشرنا إليها بالتفصيل في مكان آخر من هذا الكتاب.

وقد سبق أن قلنا إن صدق الاختبار أو صحته يتلخص في ثلاثة مفاهيم أساسية هي قدرة الاختبار على أن يقيس ما هو مفروض أن يقيسه، وأن يكون قادراً على أن يميز بين القدرة التي يقيسها والقدرات الأخرى التي يحتمل أن تختلط بالقدرة التي يقيسها أو تتداخل معها حيث سبق أن أوضحنا أن مقدار تداخل العوامل (القدرات) مع بعضها البعض كبير إلى درجة يصعب معها كما يقول ثرنون وغيره من رواد القياس النفسي أن نتصور أن هناك اختباراً واحداً يقيس قدرة واحدة أو عاملاً واحداً فقط.

فإذا أخذنا اختباراً في الذكاء على سبيل المثال لوجدنا أنه مكون من عدة بنود وأن محتوى كل بند من هذه البنود يحتاج إلى وسط خاص لينتقل فيه إلى المفحوص وقد يكون هذا الوسط هو اللفظ (كما في الاختبارات اللفظية) أو قد يكون العدد أو الشكل. ومن هنا يجب أن ندرك أهمية هذا الوسط في

تأثيره على استجابة المفحوص الأمر الذي يجعلنا نأخذ في حسابنا دائماً أنه من المحتمل أن يقيس الأختبار أكثر من عامل في وقت واحد . وفي اختبار للقدرة الرياضية ـ كمثال آخر ـ فإن الرقم ليس هو الوسط الوحيد فقط الذي يتصل عن طريقة الاختبار بالمفحوص ولكن هناك اللفظ واللغة كذلك .

ومن هنا كان صحيحاً ما أشرنا إليه سابقاً من أنه من الصعب أن نتصور اختباراً واحداً يقيس عاملاً واحداً فقط، وعليه لا نستطيع أن تزعم أنه توجد حتى الآن طريقة واضحة محددة لتنقية اختبار ما حتى يصبح مقياساً أصيلاً لقدرة واحدة فقط. ولكن ما يمكن أن نقترحه ـ وهذه طريقة استخدمها المؤلف في العديد من بحوثه ـ هو أن نستخدم منطق الإزالة أو العزل **Eliminition** عن طريق تقليل الأثر **Least effect** ولتوضيح ذلك ففي اختبار القدرة الرياضية يقوم الباحث بتثبيت جميع العوامل الأخرى فيما عدا عامل القدرة الرياضية بعناصره ومهاراته، فإذا توقع الباحث أن يتداخل عامل اللغة فعليه إذن أن يجعل لغة الاختبار أبسط ما تكون لتصبح في متناول كل مفحوص وعليه يكون التباين في هذه الحالة يعود إلى اختلاف الأفراد في القدرة الرياضية فقط حيث أنه ليس هناك اختلاف بينهم من حيث عامل اللغة .

أما المفهوم الثالث لصدق الاختبار وكما سبق الإشارة إليه أيضاً أن يكون هذا الاختبار قادراً بين طرفي القدرة التي يقيسها بمعنى أن يكون المقياس مميزاً بين هؤلاء الذين يجيدون هذه القدرة وهؤلاء الذين لا يجيدونها فيكون بذلك حساساً عند طرفي هذه القدرة وذلك كحد أدنى لصدق الاختبار وعليه فكلما توفرت هذه الحساسية في مناطق ما بين الطرفين كان الاختبار أكثر صحة وصدقاً .

بالإضافة إلى هذه المفاهيم الثلاثة الخاصة بالصدق والتي ناقشناها فيما سبق يمكن أن نضيف مدخلاً آخر للحديث عن الصدق وهو مدخل يعتمد على الربط بين الاختبار كأداة للقياس وبين الأهداف التي يجب أن تتحقق منه .

وهناك أهداف عديدة ومتنوعة يمكن تحقيقها عن طريق مقاييس أو اختبارات القدرات وغالباً ما نجد هذه الأهداف تنتمي إلى بعض أو كل هذه النقاط:

١ ـ قد يكون هدف المقياس هو تقدير الوضع الراهن للفرد بالنسبة لأدائه في القدرة موضع القياس. وهذا يتطلب استخدام الاختيار لقياس قدرة الفرد في موقف واحد أو عدة مواقف ومن ثم مقارنته بغيره من الأفراد من حيث الأداء على نفس القدرة.

٢ ـ قد يكون هدف المقياس هو التنبؤ بحالة الفرد مستقبلاً من حيث هذه القدرة بالذات أو ما يرتبط بها من أنشطة وسلوك وذلك بناء على ما نحصل عليه حالياً من درجات على هذا الاختبار.

٣ ـ وقد يكون هدف المقياس هو معرفة (كمية القدرة) لدى الفرد بمعنى ألا يعتمد الاختبار في قياسه للقدرة على مقارنة الفرد بالآخرين.

أما المشكلة الثانية التي تطرح نفسها بجانب مشكلة الصدق هي موضوع ثبات درجات الاختبار أو عدم تأثرها بالعوامل التي تعود إلى أخطاء الصدفة.

وموضوع الثبات في مجال الذكاء والقدرات يجب أن ينظر إليه نظرة خاصة غير تلك التي يتبناها الإخصائي في مجال سمات الشخصية والاتجاهات، ذلك لأنه سبق أن أوضحنا أن الفروق الفردية في مجال القدرات العقلية والمعرفية أضيق مدى وأكثر ثباتاً من الفروق الفردية في مجال سمات الشخصية والاتجاهات. ومن ثم فإنه لا نتوقع أن يحدث شيء من التغير في أداء الفرد في اختبار للذكاء أو لإحدى القدرات العقلية الأخرى بنفس الدرجة التي يحدث بها هذا التغير في مجال الاتجاهات والخصائص الشخصية. وبالتالي فإننا نتوقع كذلك أن تكون مقاييس الذكاء والقدرات أكثر ثباتاً من أي مقاييس أخرى.

وهنا تصبح المسألة الهامة أمام مقاييس الذكاء والقدرات هي التعرف على مصادر أخطاء الصدفة من أجل التغلب عليها ومعالجتها للوصول بنتائج القياس إلى أعلى درجة ممكنة من الثبات ـ خاصة ونحن نعلم أن معامل ثبات الاختبار هو النسبة بين التباين الحقيقي إلى التباين العام لدرجات هذا الاختبار في تطبيق ما. وأنه كلما زاد التباين الحقيقي وقل تباين الخطأ زاد معامل ثبات الاختبار أو ثبات درجاته. ويمكن أن نشير إلى بعض المصادر التي تعتبر سبباً في حدوث أخطاء الصدفة:

١ ـ التباين الذي يحدث في استجابات المفحوصين بناء على أي تغيير فسيولوجي أو سيكلوجي يؤدي الى تغير في مستوى الجهد أو الدافعية أو الاستعداد.

ومثل هذا المصدر يعتبر ذا أثر كبير على ثبات درجات الاختبارات وخاصة بين الأطفال والمراهقين الذين يتأثر أداؤهم بكثير من العوامل الفسيولوجية والسيكلوجية بدرجة أكبر من الأفراد البالغين.

٢ ـ التباين الذي يمكن أن يعود إلى اختلاف محتوى الاختبار والظروف التي تحيط بموقف التطبيق أو الاجراء ومن ذلك التفاعل بين الفاحص والمفحوص وخاصة في الاختبارات الفردية التي يتم إجراؤها في مقابلة شخصية، وطريقة عرض محتوى الاختبار وتعليماته وهكذا.

٣ ـ التباين الذي يمكن إرجاعه إلى الاختلاف في طريقة الإجراء والتطبيق وهذا نوع من مصادر أخطاء الصدفة التي تقود إلى مصادر أخرى.

فقد تكون الطريقة التي تم به إجراء الاختبار في المرة الأولى تختلف عن الطريقة التي يجري بها في المرة الثانية.

٤ ـ التباين الذي يعود إلى أخطاء في الملاحظة أو اخطاء في التصحيح أو أخطاء في قراءة ومعالجة الدرجات.

لذلك فإنه يتحتم علينا أن نوجه عناية الباحث إلى حقيقة هامة وهي أن

تعيين معامل ثبات اختبارات الذكاء والقدرات انما يعتمد بالدرجة الأولى على تعيين وتحديد مصادر أخطاء الصدفة وتصنيفها.

وهناك حقيقة أخرى وهي أنه ليس هناك معامل ثبات خاص بالاختبار كما هي الحال أحياناً بالنسبة لمعامل الصدق، ولكن ما نسميه معامل ثبات الاختبار هو في الواقع معامل ثبات درجات مجموعة أو عينة من الأفراد على هذا الاختبار وبالتالي فإن معامل الثبات إنما يتعلق بالمجموعة أو العينة التي تجري عليها الدراسة أكثر من تعلقه بالاختبار في حد ذاته.

أما المشكلة الثالثة التي تطرح نفسها بجانب مشكلتي الصدق والثبات والتي يجب أن تنال الأهمية المناسبة من إهتمام الباحثين والمهتمين بأمر القياس في علم النفس، هي مشكلة آثار العوامل الحضارية والثقافية في اختبارات الذكاء والقدرات.

والحقيقة أن حركة قياس الذكاء وبعض القدرات اتخذت شكلاً مقارناً أوسع بكثير من أي حركة قياس أخرى. فقد ظهرت عدة دراسات ذات أهمية واضحة تقارن بين ذكاء المجتمعات المختلفة. وكان معظم هذه الدراسات قد قام للرد على سؤال معلن أحياناً وغير معلن في كثير من الأحيان وهو السؤال الخاص بعظمة وعلوية بعض الشعوب ودونية بعض الشعوب الأخرى من حيث الذكاء والقدرات العقلية الأخرى.

وبناء على هذه الدراسات وغيرها اقترحت مجموعة من الاختبارات تسمى الاختبارات الخالية من العوامل الحضارية **Culture Free** والمقصود بمثل هذه الأدوات أن تكون خالية من أثر اللغة مثلاً والمقومات الحضارية والثقافية الأخرى.

وهناك تعليق على هذه الاختبارات يرى أنه طالما أن اختبار القدرة يقيس أداء معيناً ـ وطالما أن هذا الأداء سوف يحدد وضع الفرد بالنسبة لهذه القدرة، وطالما أن هذا الاداء قد نمي وتتطور وتبلور من خلال عملية التعلم المقصود أو غير المقصود وهي عملية تتم في إطار حضارة معينة وثقافة محددة.

وعليه فإن إطار الحضارة الذي يحدد أبعاد عملية التعلم واكتساب الخبرة سوف يحدد أيضاً خصائص أداء الفرد أو خصائص تعبيره السلوكي عن قدرة ما - فطرية أو غير ذلك - وعليه يتحدد وضع الفرد بالنسبة لهذه القدرة أو تلك.

لذلك نرى أن الاختبارات الخالية من العوامل الحضارية هي أمر بعيد عن الواقع والحقيقة لأنه من غير المعقول أن أجرد أداء الفرد وقدرته من الخصائص الثقافية والحضارية التي تمثل النسيج الأساسي لهذا الآداء وهذه القدرة.

ففي إحدى الدراسات الميدانية الأولية والتي قام بها مصطفى فهمي وآخرون سنة ١٩٥٤ لدراسة مستوى النمو العقلي بين قبائل الشيلوك في جنوب مصر وجد أن الدرجة المتوسطة بين أطفال هذه القبائل في أحد اختبارات الأداء في الذكاء أقل من الدرجة المتوسطة بين الأطفال الأوروبيين من نفس العمر الزمني. كما وجد أيضاً أنه في اختبار آخر يشبه اختبارات بناء المكعبات حيث تغلب على وحداته الألوان الزاهية المتنوعة - وجد أن الدرجة المتوسطة بين هؤلاء الأطفال (قبائل الشيلوك) أعلى من الدرجة المتوسطة بين الأطفال الأوروبيين.

وقد فسر الباحثون ذلك - وأيدهم كرونباخ ١٩٦٠ - بأن اللون وخاصة الألوان الزاهية تلعب دوراً هاماً في الحياة الثقافية والحضارية لهؤلاء القبائل لدرجة أن الألوان لها معاني خاصة ومدركات معينة بل أن تدريج اللون الواحد يعني أشياء مختلفة في ذلك الإطار الحضاري، وهذا ما ساعد الأطفال على تناول وحدات هذا الاختبار في شيء من الألفة قد يكون أسهم في رفع الدرجة المتوسطة لهؤلاء الأطفال. هذا وقد سبق الباحثين في ذلك هاڤيج هرست ١٩٤٦.

كما أن هناك دراسات أخرى كانت تهدف إلى مقارنة ذكاء الشعوب والمجتمعات - وذلك باستخدام أدوات لفظية وغير لفظية - ولكن الفروق

التي وجدت بين بعض المجتمعات والمجتمعات الأخرى كانت فروقاً ضئيلة جدا ولا تختلف كثيراً عن الفروق التي يمكن أن توجد بين بعض جماعات المجتمع الواحد.

نعود ونتفق في ذلك مع رأي آنا أنستازي في أن تلك الاختبارات الخالية من العوامل الحضارية قد فشلت لأنها في الأصل قامت على مفهوم خاطىء للقدرات العقلية حيث أرادت أن تتعامل معها في معزل عن الإطار الحضاري والثقافي الذي يحدد نمط عملية التعلم واكتساب الخبرة وهي تلك العملية المسئولة عن تنمية القدرة وتدريبها أو على الأقل التعبير عنها في صورة أدائية.

ولهذا فقد اقترح نوع آخر من الاختبارات يتفادى مثل هذه الاخطاء وهي الاختبارات المتوازنة حضارياً **Culture Fair test** حيث ينشأ مفهوم القياس في مثل هذه الاختبارات على أساس الاستفادة من الخبرات الحضارية والثقافية المشتركة بين المجتمعات المختلفة. إذ أنه ليس هناك شك في وجود عوامل عريضة مشتركة تربط حضارة الإنسان في كل مكان.

وعلى الأخصائي الذي يقوم ببناء هذا النوع من الاختبارات في قياس الذكاء والقدرات أن يأخذ في اعتباره عدة نقاط هامة تتصل بتشابه عملية تتابع النمو العقلي في هذه الحضارات والثقافات من حيث البناء أو علاقتها بالدافعية وكذلك علاقة مقومات الحضارة مثل اللغة في تكوين المدركات والمفاهيم.

هذا فيما يختص بالمشاكل النظرية الثلاث التي أردنا أن نعرض لها فيما سبق.

أما فيما يختص بالمشكلات التطبيقية فهي ذات علاقة بالطرق المختلفة لقياس الذكاء والقدرات وهذا ما سوف نشير إليه عند استعراضنا لأنواع الاختبارات والمقاييس في فقرات قادمة.

د ـ اختبارات الذكاء والقدرات

في الفقرات التالية سوف نستعرض بعض أنواع اختبارات الذكاء والقدرات المعروفة والتي هي شائعة الاستخدام كما نشير أيضاً إلى نماذج أخرى من أجل توضيح تصنيف أدوات القياس في هذا المجال وكذلك طرق الإجراء والتطبيق وهو الموضوع الذي يتصل بالمشكلات التطبيقية التي أشرنا إليها في آخر الفقرة السابقة.

وعند الحديث عن اختبارات الذكاء لا يمكن أن نترك الإشارة إلى أول اختبار صمم من أجل قياس الذكاء **وهو اختبار بينية وسيمون** وكان ذلك في سنة ١٩٠٥ ، حيث قرر وزير التعليم الفرنسي ـ بناء على اقتراح ألفرد بينيه ـ تأليف لجنة من أجل دراسة أفضل الوسائل لتعليم الأطفال المتخلفين عقلياً وغير القادرين على التعلم. وكان من بين توصيات هذه اللجنة ألا يحول طفل من مدرسة عادية ـ للتعليم العادي ـ إلى مدرسة للتعليم الخاص إلا بعد فحص طبي ونفسي للتأكد من حالته تماماً. وكانت هذه التوصية هي نقطة البداية في إعداد اختبار بينية للذكاء.

وألفرد بينيه إخصائي نفسي كتب الكثير في نواحٍ متعددة في علم النفس منها عن سيكلوجية لاعبي الشطرنج وعمليتي التخيل والمحاكمة العقلية.

والاختبار الذي نشير إليه في صورته الأصلية ١٩٠٥ يتألف من ٣٠ اختباراً (البند في هذه الحالة يسمى اختبار نظراً لتطبيقه بصورة مستقلة)، وقد درجت هذه الاختبارات (البنود) الثلاثين من حيث الصعوبة حيث تبدأ بالأسهل وتنتهي بأكثرها صعوبة ـ في سنة ١٩٠٨ وزعت هذه الاختبارات بناء على أعمار الأطفال من سن ٣ سنوات وحتى الثانية عشرة. ثم أدخلت بعض التعديلات الطفيفة على الاختبار في سنة ١٩١١ ليصل مدى العمر من الثالثة حتى سن الرشد.

وربما كان أهم التعديلات والتنقيحات التي أجريت على هذا الاختبار ما قام به ترمان في سنة ١٩١٦ تحت إشراف جامعة ستانفورد. فقد أدخل هذا

التعديل مجموعة من التغييرات الهامة بحيث يمكن القول إنها أدت إلى تكوين اختبار يختلف إلى حد كبير عن الصورة الأصلية التي أعدها سيمون وبينيه. حيث كان حوالي ثلث الاختبارات مقترحات جديدة والبعض الآخر عدل تماماً أو أعيد ترتيبه من حيث الفئة العمرية المناسبة كما أن بعض الاختبارات استغنى عنها.

وقد قام ترمان ومعاونوه بتقنين الاختبار على عينة أمريكية قوامها ١٠٠٠ طفل وحوالي ٤٠٠ من الراشدين.

وفي سنة ١٩٣٧ قام ترمان وميريل بتعديل آخر في اختبار بينيه حيث قاما باعداد صورتين متكافئتين من الاختبار (الصورة ل والصورة م). وفي هذا التعديل أعيد تقنين الاختبار على عينة كبيرة من المجتمع الأمريكي. وقد بلغ حجم العينة أكثر من ثلاثة آلاف فرد بحيث شملت ١٠٠ طفل لكل فئة نصف سنة عمرية إبتداء من ½ ١ حتى ½ ٥ سنة، ٢٠٠ طفل لكل فئة سنة عمرية من ٦ إلى ١٤ سنة، ١٠٠ فرد لكل فئة سنة عمرية من ١٥ سنة إلى ١٨ سنة، وكان العمر الزمني لجميع أفراد العينة في حدود شهر من هذه الفئات العمرية عند إجراء الاختبار. كما أنه يجب أن يلاحظ أن كل مجموعة اشتملت على عدد متساو من الإناث والذكور.

وفي سنة ١٩٦٠ قام الباحثان بتعديل آخر حيث تم اختيار (البنود) من الصورتين ل ، م بناء على إجابات ما يزيد على أربعة آلاف فرد تتراوح أعمارهم بين ½ ٢ - ١٨ سنة ممن سبق لهم أخذ إحدى صورتي الاختبار أو كلتيهما فيما بين سنة ١٩٥٠ وسنة ١٩٥٤. وقد جمعت هذه العينة من ست ولايات ممثلة من الناحية الجغرافية للولايات المتحدة. وكان هدف هذا التعديل هو إعداد اختبار واحد من كلا الصورتين كما استخدمت هذه العينة الكبيرة في معرفة تغير مستوى صعوبة الاختبارات ولكن لم ينتج عن هذا أي إعادة في التقنين. وعلى ذلك فإن معاملات الذكاء في اختبار ١٩٦٠ (ل - م) اعتمدت على المعايير المشتقة في ١٩٣٧.

وفي سنة ١٩٧٢ أعيد تقنين الاختبار حيث بقي محتوى الاختبار كما هو دون تعديل أما المعايير فقد تم إعدادها بناء على أداء عينة مكونة من أكثر من ٢٠٠٠ فرد..

وعند مقارنة معايير ١٩٧٢ بمعايير ١٩٣٧ نجد أن الاولى قد أعدت بناء على أداء عينة افضل من حيث التمثيل والاختيار والاعداد.

وعلى العموم فإن من أهم انجازات هذا الاختبار هو تحديد ما يسمى بالعمر العقلي للطفل حيث نجد أن البند أو الاختبار الذي يجيب عليه بنجاح حوالي ٥٠٪ من أطفال عمر زمني معين يصبح صالحاً لقياس مستوى ذكاء ذلك العمر الزمني ومن ثم تحديد العمر العقلي. ويحسب هذا العمر العقلي بالنسبة لأي طفل باختباره في أسئلة الأعمار المتتالية (قبل عمره الزمني) حتى يصل إلى عمر يجيب فيه عن جميع الأسئلة إجابة صحيحة ويسمى هذا العمر (العمر القاعدي للطفل).

بعد ذلك نقدم للطفل الاختبارات التي تلي هذا العمر القاعدي حيث تحسب الإجابة الصحيحة عن كل سؤال (أو اختبار) من الأسئلة بشهرين (ذلك لأن كل عمر زمني ستة اختبارات أو أسئلة).

فإذا أجاب الطفل إجابات صحيحة عن جميع الأسئلة التي تخص عمر ٥ سنين ثم بدأ يتعثر بعد ذلك. فإن العمر القاعدي له ٥ سنوات، ثم اجاب عن **أربعة** أسئلة إجابات صحيحة من أسئلة عمر ٦ سنوات **وإجابتين** صحيحتين عن اسئلة عمر ٧ سنوات ولم يجب بعد ذلك أي إجابة صحيحة. فإن العمر العقلي لهذا الطفل يمكن حسابه على النحو التالي:

$$\text{العمر العقلي} = ٥ + \frac{(٤ \times ٢) + (٢ \times ٢)}{١٢} = ٦$$

وعليه فإن العمر العقلي لهذا الطفل = ٦ سنوات.

ومن الانجازات الأخرى الهامة التي قدمها هذا الاختبار حساب ما يسمى بنسبة الذكاء أو معامل الذكاء I.Q وهي عبارة عن:

$$\frac{\text{العمر العقلي}}{\text{العمر الزمني}} \times ١٠٠$$

وبناء على استخدامه لهذه النسبة أو المعامل قام تيرمان بتصنيف الذكاء إلى طبقات أو فئات على النحو التالي:

٧٠ فأقل	(ضعيف العقل)
٧٠ - ٨٠	(غبي - غبي جداً)
٨٠ - ٩٠	(أقل من المتوسط)
٩٠ - ١١٠	(متوسط الذكاء)
١١٠ - ١٢٠	(فوق المتوسط)
١٢٠ - ١٤٠	(ذكي - ذكي جداً)
١٤٠+	عبقري

وكما يقول ترمان يجب أن نكون حذرين عند الأخذ بهذا التنظيم فلا نقيم الحدود الفاصلة بين هذه الفئات بصورة قطعية.

ومن الانجازات الهامة التي قدمها ترمان في تعديل سنة ١٩٦٠ ما يسمى بنسبة الذكاء الانحرافية وهذه النسب الانحرافية عبارة عن درجات مقننة ذات متوسط = ١٠٠ وانحراف معياري = ١٦ (لاحظ أن هذه النسب الانحرافية ليست نسباً بالمعنى الصحيح ولكنها درجات معيارية وهي ليست كذلك نسبة بين العمر العقلي والعمر الزمني. ولاحظ أيضاً أن اختيار ١٦ كقيمة للانحراف المعياري بني على أن الانحراف المعياري لاختبارات بينيه كان ١٦ في المتوسط. كما أن بعض التوزيعات اختار الانحراف المعياري يساوي ١٥).

بقي أن نشير إلى شيء هام وهو أن اختبار بينيه الأصلي (١٩٠٥) طبق على مجموعة من ٥٩ طفلاً فقط تتراوح أعمارهم بين الثالثة والحادية عشرة وذلك من أجل إعداده وتقنينه.

كما نشير أيضاً إلى أنه رغم التعديلات الكثيرة التي تناولت الاختبار إلا أن العمليات العقلية الأساسية التي يقيسها ما زالت كما هي: الحكم والفهم والمحاكمة العقلية.

أما الاختبار الآخر الذي نعرضه الآن هو **اختبار وكسلر لذكاء الراشدين،** وهو اختبار فردي يستدعي تطبيقه إجراء مقابلة شخصية بين الفاحص والمفحوص شأنه في ذلك شأن اختبار ستانفورد ـ بينيه، إلا أن هناك اختلاف بين الاختبارين إذ أن الوحدات (أو الاختبارات) في مقياس بينيه تعتبر وحدات مستقلة بذاتها وهي متدرجة (أي هذه الاختبارات) من حيث الصعوبة وهذه صفة مميزة للاختبارات الفردية أما في حالة اختبار وكسلر فإن الاختبارات الفرعية مجمعة على أساس تشابه الوحدات أو البنود وهي مرتبة من حيث الصعوبة داخل هذه الاختبارات الفرعية وهي في هذا أقرب إلى الاختبارات الجمعية منها إلى الاختبارات الفردية.

ويتميز اختبار وكسلر كذلك بأنه يمكن أن يعطى نوعين من معاملات الذكاء أحدهما لفظي والآخر أدائي.

ويحتوي اختبار وكسلر على ١١ اختباراً فرعياً ـ تم اعداده ـ ١٩٥٥ ـ سنة من هذه الاختبارات الفرعية تختص بالنواحي اللغوية أو المقياس اللغوي والخمسة الباقية تكون اختبارات الأداء، وذلك على النحو التالي:

الاختبارات اللغوية وهي:

١ ـ اختبار المعلومات: وتتكون من ٢٩ بنداً تغطي معظم نواحي المعلومات العامة التي يمكن أن يلم بها البالغون في حضارة ما.

٢ ـ اختبار الفهم: ويتكون من ١٤بنداً تتطلب الإجابة على أي بند فهم ومعرفة ما يمكن القيام به في المواقف المختلفة.

٣ ـ اختبار الحساب: ويتكون من ١٤ بنداً تقوم على أساس العمليات الحسابية الأولية أو الأساسية.

٤ ـ اختبار المتشابهات: ويتكون من ١٣ بنداً تطلب من المفحوص تحديد المتشابه من الأشياء.

٥ ـ اختبار الذاكرة العددية: حيث يطلب من المفحوص إعادة بعض الأرقام بعد قراءتها عليه كما هي أو بصورة عكسية.

٦ ـ اختبار الحصيلة اللغوية حيث يعرض على المفحوص مجموعة من الكلمات (٤٠ كلمة) ويطلب منه توضيح معنى كل كلمة.

اختبارات الأداء هي:

١ ـ اختبار الرموز العددية.
٢ ـ اختبار اكمال الصور.
٣ ـ اختبار تكوين (بناء) المكعبات.
٤ ـ اختبار ترتيب الصور.
٥ ـ اختبار تجميع الأشياء.

وتم تقنين اختبار وكسلر على عينة مكونة من ١٧٠٠ فرداً تمثل الذكور والإناث وتشمل مستويات الأعمار المختلفة من ١٦ إلى ٦٤ سنة.

والاختبار الثالث هو **اختبار وكسلر لذكاء الأطفال** ويتكون من ١٢ اختباراً فرعياً (اثنان منها يمكن استخدامها إذا سمح الوقت بذلك.

أما الاختبارات العشرة فهي:

اختبارات لغوية

١ ـ اختبار المعلومات.
٢ ـ اختبار المتشابهات.
٣ ـ اختبار الحساب.
٤ ـ اختبار الحصيلة اللغوية.
٥ ـ اختبار الفهم.

اختبارات أداء

١ ـ اختبار إكمال الصور.
٢ ـ اختبار ترتيب الصور.
٣ ـ اختبار تكوين (بناء المكعبات).
٤ ـ اختبار تجميع الأشياء.
٥ ـ اختبار المتاهات.

ويصلح هذا الاختبار للأطفال ما بين ٦ سنوات إلى حوالي ١٦ سنة والاختبار الرابع هو اختبار وكسلر لذكاء أطفال ما قبل المدرسة ويصلح هذا الاختبار للأطفال ما بين سن أربع سنوات وحتى السادسة تقريباً. ويحتوي الاختبار على ١١ اختباراً فرعياً يطبق منها ١٠ فقط لحساب معامل ذكاء الطفل المفحوص.

والاختبارات الفرعية هي:

١ ـ اختبار المعلومات.
٢ ـ اختبار الحصيلة اللغوية.
٣ ـ اختبار الحساب.
٤ ـ اختبار المتشابهات.
٥ ـ اختبار الفهم.
٦ ـ اختبار بيت الحيوانات.
٧ ـ اختبار إكمال الصورة.
٨ ـ اختبار المتاهات.
٩ ـ اختبار الأشكال الهندسية.
١٠ ـ اختبار بناء المكعبات.

ومن الاختبارات الأخرى في الذكاء أو القدرة الفطرية العامة:

ـ اختبار المتاهات (بورتيوس سنة ١٩٢٤) وهو يتكون من

مجموعة من المتاهات التي تقيس ذكاء الأفراد من سن الثالثة حتى سن الرشد وهذه المتاهات متدرجة في الصعوبة ويسمح للفرد المفحوص بمحاولتين قبل أن تسجل عليه الإجابة الخاطئة.

- اختبارات تكملة الصور ولوحات الأشكال: حيث يعرض على المفحوص بعض الصور أو الأشكال المجزأة ويطلب منه تجميعها أو اكمالها لإعطاء الشكل أو الصورة في هيئتها الأصلية.

ويعتبر اختبار بنتنر وباترسون من أكثر هذه الاختبارات شيوعاً واستخداماً.

- اختبار المصفوفات المتتابعة (رافن سنة ١٩٣٨).

وهناك اختباران تحت هذا العنوان أحدهما للأطفال من ٦ – ١١ سنة والآخر للبالغين حتى سن ٦٥.

ويتكون الاختبار من مجموعة من الاختبارات الفرعية كل منها يضم عدداً من الأشكال أو الرسوم التي ينقصها جزء ما. ويقوم المفحوص باختبار هذا الجزء من بين مجموعة من الأشكال أو الرسوم تمثل احتمالات الإجابة بينها إجابة واحدة صحيحة. ويمكن تطبيق هذا الاختبار بصورة فردية أو جماعية. وقد تم تقنين هذا الاختبار على عينة مكونة من حوالي ١٤٠٠ من أطفال المدارس، ٣٦٠٠ من الجنود، ١٣٠٠ من النساء والرجال المدنيين.

- اختبار ألفا (الجيش الأمريكي) ويصلح لقياس ذكاء المجندين ممن يعرفون القراءة والكتابة. ويتكون من ثمانية أجزاء لكل منها تعليمات خاصة وهي تقيس النواحي التالية:

الانتباه - المسائل الحسابية - التفكير اللغوي - المتشابهات - ترتيب الكلمات - اكمال المسلسلات العددية - العلاقات المنطقية - المعلومات العامة.

- اختبار بيتا (الجيش الأمريكي) ويصلح لقياس ذكاء المجندين الذين

لا يعرفون القراءة والكتابة ويتكون من سبعة أجزاء هي: المتاهات - عد المكعبات - تسلسل الرموز (بديل المسلسلات العددية) - ذاكرة الأشكال والأرقام المناظرة - تصحيح الأرقام - اكمال الصور - تقسيم الأشكال الهندسية.

كما أن هناك العديد من الاختبارات في العالم العربي لقياس الذكاء منها اختبار الذكاء العالي واختبار الذكاء الإعدادي (د. السيد محمد خيري) واختبار الذكاء الجامعي (د. سعد عبد الرحمن) كما أن هناك صورة عربية على البيئة المصرية من اختبار ستانفورد بينيه (د. محمد عبد السلام. د. لويس كامل) وسوف نعرض فيما يلي بعض نماذج البنود أو الأسئلة لمساعدة الاخصائي عند إعداد اختبارات الذكاء أو القدرة الفطرية العامة:

١ - نماذج من البنود اللغوية: (من اختبار الذكاء الجامعي للمؤلف).

أ - في كل سطر مما يأتي كلمة تختلف عن بقية الكلمات. ضع تحتها خطاً:

بحيرة	جزيرة	واحة	نهر
بيروت	القاهرة	باريس	لندن
حذاء	مقص	جورب	سكين

ب - ادرس العلاقة بين الكلمات التالية. ثم اكمل بين القوسين بناء على هذه العلاقة:

المثال - ساق (قاسم) قدم (ادرس العلاقة)
- يد (   ) أمين اكمل بين القوسين
- سقى (   ) حلو
- راق (   ) مرىء
- حب (   ) أمير

هـ - اكمل مسلسلات الحروف التالية:

- أ.... ث.... خ.... ر....

- ب ج س ف
  د ز ع ...

- ق ل ت ج ن و ش ض
  ك ث هـ ....

- و ن ل ....
  ٢ ٤ ٦ ٩

- ب/ث ح/د ر/س ___

٢ - نماذج من البنود العددية (نفس المصدر)

أ - اكمل المسلسلات العددية التالية:

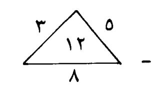
- ٢ ٥ ٧
  ٤ ٧ ٥
  ٣ ٦ ....

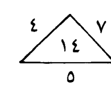
- ٧ ١٠ ٩ ١٢ ١١ ....

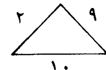
- ٤/٧ ٦/١٠ ٩/١٥ ١٣/....

- ٧٤ (٨٤) ٩٤
  ٦٦ ( ) ٣٤

ب - أكمل الناقص فيما يلي:

- 





٨٤
١٤ ١٢

٨١
١٨ ٩

٨٨
    ١١

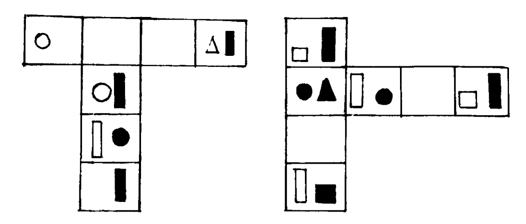
٣ ـ نماذج من بنود الأشكال (نفس المصدر)

أ ـ أكمل مجموعة الأشكال التالية بشكل من الأشكال المرقمة (من ١ ـ ٦):

١ ٢ ٣ ٤ ٥

٦

ب - أكمل مسلسلات الأشكال:



٤ - نماذج في الاستدلال

أ - في لغة من لغات الشفرة يبدأ ترقيم الحروف الهجائية بالرقم ٣. وعند الكتابة بهذه اللغة يربع الرقم المناظر للحرف ثم يطرح من الناتج قيمة الرقم المناظر.

مثال: الكلمة (أبحث) تكتب بهذه الشفرة كما يلي ٦ - ١٢ - ٤٢ - ٣٠

والآن استخدم هذه الشفرة في ترجمة ما يلي:

- احضر
- ٦ - ١٨٢ - ٤٦٢

ب - خالد عمره ٧ سنوات وبعد ٣ سنوات يصبح عمره ضعف عمر أحمد. فكم يبلغ عمر أحمد الآن؟

- يوسف يجلس على يسار علي وخالد يجلس على يسار يوسف وفيصل يجلس على يمين علي وسالم يجلس بين يوسف وعلي. فأين موقع سالم من المجموعة.

- كل الهنود رحلوا مع العرب. وبعض العرب رحلوا مع الألمان وكل الألمان رحلوا مع الروس.

فماذا عن رحيل الهنود مع الروس؟

وبالاضافة إلى اختبارات الذكاء كقدرة فطرية عامة، هناك أيضاً مجموعة من الاختبارات التي تستخدم في قياس القدرات الخاصة مثل القدرة اللغوية أو العددية أو الميكانيكية أو غير ذلك.

كما أن هناك ـ وهذا هو الشائع من حيث الاستخدام ـ بطاريات لقياس مجموعة من القدرات مثل اختبار **شيكاجو للقدرات العقلية** الأولية وقد بني على ما اقترحه ثرستون من تصنيف للقدرات الأولية كما سبق الإشارة إليه.

ومثال آخر هو **اختبارات الاستعدادات التفاضلية** الذي أعد أولاً في سنة ١٩٤٧ ثم عدل في سنة ١٩٦٣ وسنة ١٩٧٣ وتستخدم هذه الاختبارات (البطارية) في ميادين التوجيه التربوي والمهني وتقيس الأبعاد التالية:

- القدرة اللغوية
- المحاكمة العقلية
- القدرة العددية
- التفكير التجريدي
- السرعة الكتابية والدقة
- المعالجة الذهنية الميكانيكية
- العلاقات المكانية
- استخدام اللغة والهجاء.

ومثال ثالث **هو البطارية العامة لاختبارات الاستعدادات** التي صححت بواسطة مكتب التوظيف الأمريكي. وتغطي هذه البطارية النواحي التالية:

- القدرة العامة على التعلم (وتستنتج من درجات اللغة والمعالجة الرياضية والمعالجة المكانية).

- الاستعداد اللغوي.
- الاستعداد الرياضي (العددي).
- القدرة على التصور المكاني (معالجة الأشكال الهندسية).
- القدرة على إدراك الشكل أو الهيئة.
- الإدراك الكتابي.
- التوافق الحركي.
- مهارة أصابع اليد.
- مهارة اليد.

وهناك العديد من مثل هذه الاختبارات والبطاريات صممت وطورت حديثاً في مراكز البحوث الخاصة بتحليل القدرات أو الهيئات الاستشارية التي تهتم بعمليات التوجيه والإرشاد في المجال التربوي أو المجال المهني على وجه الخصوص، وكذلك المؤسسات التي تختص بقياس انتاجية العمل وكفاءة العاملين.

و - تحليل اختبارات الذكاء والقدرات

ربما كان أهم جزء في دراسة اختبارات الذكاء والقدرات هو عملية تحليل هذه الاختبارات من أجل التعرف على بناء الأبعاد التي تقيسها هذه الاختبارات.

وهذه العملية - عملية التحليل - هي التي تؤدي إلى بناء اختبارات ومقايس صادقة وثابتة إذ أنها - أي هذه العملية - توضح عناصر ومكونات القدرة ومن ثم يمكن على الأقل اقتراح البنود والوحدات المناسبة.

والحقيقة أن عملية التحليل هذه تعتمد على استخدام الرياضيات الأمر الذي قد لا يكون مريحاً بالنسبة للقارىء غير المتخصص في الرياضيات أو العلوم الطبيعية - ولهذا فإننا سوف نهتم كثيراً بالمنطق الذي تعتمد عليه عملية التحليل أما الخطوات الحسابية أو الرياضية فإن وجود أجهزة الحساب الأولى

سوف يساعد كثيراً على إتمامها وتبقى عملية التفسير أو التعليل التي تعتمد على فهم المنطق الاساسي وراء عملية التحليل.

نعود ونقول إن هدف عملية التحليل هو التعرف على مكونات الاختبارات ومكونات وعناصر الأبعاد التي تقيسها هذه الاختبارات. ولكن كيف السبيل إلى ذلك؟ لنأخذ المثال التالي:

إذا أردنا أن نعرف مكونات وعناصر أي مجتمع من المجتمعات البشرية مثلاً فإننا نراقب سلوك أفراده وعاداتهم واتجاهاتهم وغير ذلك من المتغيرات التي لها صلة ببناء هذا المجتمع ونحن في هذا نعتمد دائماً على ملاحظة وتسجيل أنواع السلوك التي يشترك فيها أكثر من فرد واحد أو بمعنى آخر أنماط السلوك التي تربط بين مجموعة من الأفراد ونسجل هذا النمط على أنه أحد مكونات هذا المجتمع.

كذلك نبحث في ملامح أفراد المجتمع حتى نستخلص القدر المشترك من التشابه بين هؤلاء الأفراد من حيث لون البشرة مثلاً أو لون الشعر أو طول القامة أو غير ذلك من الملامح الأخرى بشرط أن تكون مشتركة بين عدد كبير من أفراد هذا المجتمع حتى نقول أن هذه صفة تمثل أحد مكوناته وخصائصه. وعليه يمكن إرجاع هذا العنصر (لون البشرة مثلاً) إلى العوامل الجغرافية أو الوراثية أو أي مصدر آخر يساعد على تفسير وجود العنصر.

وبالمثل لو أننا نفحص نتائج مجموعة من الاختبارات بعد تطبيقها على مجموعة من الأفراد فإننا قد نلاحظ أن هناك تشابهاً بين نتائج بعض هذه الاختبارات مع البعض الآخر ومن ثم نحاول أن نقول إن هذا التشابه يمثل عنصراً مشتركاً بين ما تقيسه هذه الاختبارات كما نحاول أيضاً بطبيعة الحال أن نرجع هذا التشابه إلى مصدر أو عامل يساعد على تفسير وجوده.

هذا التشابه أو الاختلاف يمكن أن يلاحظ من الناحية العامة وبطريقة كيفية ولكن سبق أن تعرضنا في مكان آخر من هذا الكتاب إلى طريقة كمية لمعرفة مدى التشابه بين درجات اختبار ودرجات اختبار آخر أو مدى

الارتباط والعلاقة بين هاتين المجموعتين من الدرجات وقلنا إن الطريقة الممكنة هي حساب معامل الارتباط بين هذين التوزيعين من الدرجات.

ومعامل الارتباط الذي اقترحه بيرسون لقياس العلاقة بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة خطية يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$\text{ر}_{\text{س.ص}} = \frac{\text{مج سَ صَ}}{\sqrt{\text{مج سَ}^{٢} \times \text{مج صَ}^{٢}}} \quad \text{(راجع الفصل الأول)}$$

$$\text{أو ر}_{\text{س.ص}} = \frac{\text{مج [درجات زيتا (س) } \times \text{ درجات زيتا (ص)]}}{\text{ن}}$$

أو قد نلجأ إلى حساب معامل الارتباط الرباعي **tetrachoric** عن طريق تصنيف الاستجابات (الدرجات) في جدول رباعي كما يلي: (مثال)

		(ص) فوق المتوسط	تحت المتوسط	
(س)	فوق المتوسط	١٢	٨	٢٠
	تحت المتوسط	١٨	١٢	٣٠
	المجموع	٣٠	٢٠	٥٠

ثم تعين قيمة المعامل من جداول خاصة.

وعلى العموم فنحن الآن على بينة من أن الخطوة الأولى والأساسية في عملية التحليل - أي تحليل - هي حساب معامل الإرتباط أو تحديد درجة التشابه أو العلاقة بين ما نلاحظه من درجات في حالة الاختبارات أو من أنماط سلوكية في حالة دراستنا لأي مجتمع من المجتمعات.

وسوف نستعرض فيما يلي مدخلين مختلفين لإجراء هذا التحليل وهما: تحليل الجمعات والتحليل العاملي:

أولاً - تحليل التجمعات Cluster analysis

الخطوة الأولى في هذه العملية هي حساب معاملات الارتباط البينية بين المتغيرات المختلفة. فإذا كان لدينا أربعة اختبارات فإن المعاملات البينية في هذه الحالة سوف يكون عددها ستة ($\frac{ن (ن - ١)}{٢ \times ١}$) وهي ✓٢.١ ، ✓٣.١ ، ✓٤.١ ، ✓٣.٢ ، ✓٤.٢ ، ✓٤.٣

وبطبيعة الحال كلما زاد عدد المتغيرات زاد عدد المعاملات البينية.

وبالنظر إلى جدول هذه المعاملات فقد نلاحظ تجمعاً محدداً من المتغيرات يمكن أن يلقى ضوءاً على العوامل الكامنة وراء هذا التجمع وتساعد على تفسيره. فإذا لاحظنا وجود مثل هذا التجمع أو غيره من التجمعات نلجأ إلى حساب ما يسمى معامل الانتماء B-Coefficient وهو عبارة عن النسبة بين متوسط معاملات الارتباط البينية داخل هذا التجمع إلى متوسط معاملات الارتباط بين المتغيرات داخل التجمع من جهة والمتغيرات خارج التجمع من جهة أخرى.

أي أن معامل الانتماء =

$$\frac{\text{متوسط معاملات الارتباط داخل التجمع}}{\text{متوسط معاملات الارتباط بين المتغيرات داخل وخارج التجمع}}$$

وهذا يعني أنه إذا كانت هذه النسبة أو هذا المعامل = ١ (أي أن البسط = المقام) فإن المتغيرات داخل التجمع لا ترتبط ببعضها اكثر من ارتباطها بالمتغيرات خارج التجمع. أو بمعنى آخر لا وجود لهذا التجمع إلا في صورة افتراضية بحتة.

والطريقة التي سوف نشرحها لحساب معامل الانتماء هي من اقتراح هولزينجر وهارمون وقام بتطويرها تايرون.

خطوات حساب معامل الانتاء: Belonging Coefficient

غالباً ما تكون نقطة البداية في هذه العملية هي المتغيران اللذان يكون بينهما أعلى معامل ارتباط **وهما بداية التجمع** ثم نستمر في إضـافـة المتغيرات إليهما واحداً بعد الآخر حتى ينخفض معامل الانتاء وهنا يتحدد التجمع.

١ - بناء على المصفوفة التالية يتم إعـداد جـدول خـاص تـرتـب فيـه معاملات الارتباط حسب قيمتها العددية:

(المصفوفة)

	١	٢	٣	٤	٥	٦
١		٠,٨	٠,٨	٠,٥	٠,٤	٠,٣
٢	٠,٨		٠,٧	٠,٤	٠,٤	٠,٣
٣	٠,٨	٠,٧		٠,٥	٠,٤	٠,٣
٤	٠,٥	٠,٤	٠,٥		٠,٦	٠,٤
٥	٠,٤	٠,٤	٠,٤	٠,٦		٠,٦
٦	٠,٣	٠,٣	٠,٣	٠,٤	٠,٦	
	٢,٨	٢,٦	٢,٧	٢,٤	٢,٤	١,٩

الجدول

	٠,٣	٠,٤	٠,٥	٠,٦	,٧	٠,٨
١	٦	٥	٤			٢، ٣
٢	٦	٥، ٤			٣	١
٣	٦	٥	٤		٢	١
٤		٦، ٢	١، ٣	٥		
٥			١، ٢، ٣	٤، ٦		
٦	١، ٢، ٣	٤		٥		

من هذا الجدول يتضح أن معامل الارتباط بين الاختبار رقم ١ والاختبار رقم ٦ هو ٣, (السطر الأول) ومعامل الارتباط بين الاختبار رقم ٤ والاختبار ٦ أو ٢ هو ٠,٤ (السطر الرابع) وهكذا.

٢ - يرسم جدول آخر يتكون من أحد عشر خانة لحساب معامل الانتماء على النحو التالي:

١ - في الخانة الأولى توضع أرقام الاختبارات في داخل التجمع ويكون ذلك بالترتيب حيث نبدأ بأعلى معامل ارتباط وهو في حالتنا هذه ٠,٨ وهو معامل الارتباط بين الاختبار رقم (١) والاختبار رقم (٢) وكذلك بين (١)، (٣) وبين (٢)، (٣). وبناء على ذلك تضع في الخانة الأولى (١ ، ٢) على أساس أنهما بداية التجمع.

٢ - في الخانة الثانية نضع مجموع معاملات الارتباط تحت الاختبار رقم (١) + مجموع معاملات الارتباط تحت الاختبار رقم (٢).

أي ٢,٨ + ٢,٦ = ٥,٤ (راجع المصفوفة السابقة).

٣ - نضع مجموع معاملات الارتباط بين الاختبار المضاف إلى التجمع وبين الاختبارات داخل التجمع وفي هذه الحالة أمامنا ١ ، ٢ فقط ومعنى ذلك أن مجموع معامل الارتباط بين ١ ، ٢ = ٠,٨ ولكن لنفرض أنه في المحاولة التالية أضفنا الاختبار رقم (٣) إلى الاختبار رقم (٢) والاختبار رقم (١)، فهذا يعني ان تجمع معامل ارتباط ($\sqrt{}_{٣.١}$) + معامل ارتباط ($\sqrt{}_{٣.٢}$) = ١,٥

أي ($\sqrt{}_{٣.١}$ = ,٨ + $\sqrt{}_{٣.٢}$ = ٠,٧)

٤ - في الخانة الرابعة من الجدول نضع مجموع معاملات الارتباط بين الاختبارات داخل التجمع ففي حالة الاختبارين ١ ، ٢ يكون مجموع معاملات يتهما هو ٠,٨ (لأن $\sqrt{}_{٢.١}$ = ,٨)

ولكن لنفرض أنه من المحاولة التالية أدخل الاختبار (٣) إلى التجمع فإنه يصبح مجموع المعاملات في هذه الحالة هو:

✓٢.١ + ✓٣.١ + ✓٣.٢

,٨ + ٠,٨ ,٧= ٢,٣

٥ ـ في الخانة الخامسة نضع مجموع معاملات الارتباطات بين الاختبارات داخل التجمع من جهة وبين الاختبارات خارج التجمع من جهة أخرى أي يكون المطلوب في مثالنا هذا هو مجموع:

✓٣.١ + ✓٤.١ + ✓٥.١ + ✓٦.١

وكذلك ✓٣.٢ + ✓٤.٢ ✓٥.٢ + ✓٦.٢

حيث أن الاختبارات داخل التجمع هي ١، ٢

والاختبارات خارج التجمع هي ٣، ٤، ٥، ٦

وتكون حصيلة الجمع هي ٣,٨ (راجع المصفوفة السابقة).

٦ ـ في الخانة السادسة يوضع عدد الاختبارات داخل التجميع وفي هذه الحالة تساوي ٢ أي ك = ٢

٧ ـ في الخانة السابعة يوضع عدد الارتباطات البينية في التجمع بناء على القانون $\frac{ك\ (ك - ١)}{٢ \times ١}$ (في هذا المثال = ١)

٨ ـ في الخانة الثامنة يوضع العدد المتبقى من معاملات الارتباطات البينية أي تلك التي بين الاختبارات في التجمع وبين تلك التي ليست في التجمع وتساوي ك (ن – ك) حيث ن هي العدد الكلي للاختبارات وهي ٦ ∴ العدد المتبقى من المعاملات البينية في هذا المثال = ٢ (٦ – ٢) = ٨.

٩ ـ في الخانة التاسعة نحسب متوسط معامل الارتباط داخل التجمع (اقسم العمود ٤ ÷ العمود رقم ٧) وتساوي في هذه الحالة ,٨ ÷ ١ = ,٨

١٠ ـ يحسب في هذه الخانة متوسط معاملات الارتباط بين الاختبارات

داخل التجمع والاختبارات الأخرى (اقسم العمود رقم ٥ ÷ العمود ٨) وفي هذه الحالة يساوي ٣,٨ ÷ ٨ = ٠,٤٧٥

١١ - في الخانة رقم ١١ يتم حساب معامل الانتماء لقسمة العمود رقم ٩ ÷ العمود ١٠. وفي هذه الحالة = $\frac{,٨}{,٤٧٥}$ = ١,٦٨ وهذا المعامل يعني أن هناك تجمع فعلي يبدأ بالاختبارين ١ ، ٢.

يمكن بعد ذلك إضافة الاختبارات الأخرى وخاصة تلك التي لها معامل ارتباط عالي أو قوي بأي من الاختبارين الآخرين. ونكرر نفس الخطوات السابقة في الجدول الذي سبق وضعه وتوضيحه فيما يلي:

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	(٧)	(٨)	(٩)	(١٠)	(١١)
أرقام الاختبارات داخل التجمع	مجموع معاملات الارتباطات تحت	✓ بين الاختبار المضاف واختبارات التجمع	مجموع ✓ داخل التجمع	مجموع ✓ من داخل وخارج التجميع	عدد الاختبارات داخل التجميع	عدد ✓ البينية	العدد المتبقى من ✓	متوسط ✓ داخل التجمع (٤÷٧)	متوسط ✓ من داخل التجمع وخارجه ٥ ÷ ٨	معامل الانتماء ٩ ÷ ١٠
١ ، ٢	٥,٤	,٨	,٨	٣,٨	٢	١	٨	٠,٨	٠,٤٧٥	١,٦٨
١ ، ٢ ، ٣										

المحاولة التالية (وتكرار الخطوات)

ثانياً - التحليل العاملي Factor analysis

« التحليل العاملي عملية رياضية لا يقبل عليها كثيراً دارس علم النفس وخاصة إذا لم تكن خلفيته علمية رياضية » - والحقيقة أن هذا تصور غير صحيح لأن أي عملية رياضية إذا لم تستند إلى منطق مفهوم وتصور واضح تصبح لا أكثر من عملية حسابية عديمة الجدوى ولا معنى لها. وإذا كان الأمر هكذا فيما سبق فكيف يكون الأمر الآن بعد دخول الحاسب الآلي والأدوات المتقدمة مجال علم النفس والقياس النفسي. فإنه من الممكن حالياً أن يقوم هذا الحاسب الآلي - بناء على برنامج مسبق - بجميع الخطوات الرياضية والحسابات اللازمة لاتمام عملية التحليل العاملي فيما عدا عملية التفسير والتحليل والتعليل وهي عملية لا يقوم بها إلا العقل الإنساني، ولا يقوم بها إلا في وجود منطق مفهوم وتصور واضح.

ومن هنا كان الأمر يتطلب منا حالياً أن نناقش هذا المنطق ونحدد هذا التصور حتى يتمكن القارىء أو الدارس بمعنى أدق أن يقوم بالتعليل والتفسير.

عملية التحليل العاملي عملية تبحث عن العوامل المشتركة بين مجموعة من الاختبارات وهي بهذا عملية تميل إلى التبسيط أي تصف العلاقة بين هذه الاختبارات في أبسط صورها. فإذا أمكن أن نحدد عن طريق عملية التحليل العاملي خمسة عوامل تربط عشرين اختباراً على سبيل المثال فإنه من اليسير أن نعتمد على خمسة أبعاد (التي تقابل العوامل) فقط ولا داعي أن نأخذ في حسابنا عشرين بعداً تبدو كما لو كانت مختلفة.

ونعود إلى بعض أمثلتنا السابقة : فإذا أمكن أن نحدد لون البشرة وطول القامة ولون العينين والملبس كعوامل تربط جماعة من الناس يعيشون في مكان واحد فإنه يمكن الاعتماد على هذه الابعاد في وصف العلاقة بين هؤلاء الأفراد، بدلاً من أن نصف كل فرد على حدة. والمنطق الذي تعتمد عليه عملية التحليل العاملي يمكن تبسيطه على النحو التالي:

١ ـ إذا كان هناك اختباران يقيسان نفس القدرة فلا بد أن نحصل منها بعد تطبيقها على مجموعة معينة نفس النتائج. فإذا كنا نقيس طول قطعة من الخشب باستخدام مسطرة مدرجة بالسنتيمتر ثم قسنا طول نفس القطعة باستخدام مسطرة مدرجة بالبوصة والقدم فلا بد أننا سوف نحصل على نفس النتيجة طالما أن المسطرتين تقيسان شيئاً واحداً هو طول قطعة الخشب.

وبالتالي فإذا كنا نقيس أطوال عشر قطع من الخشب باستخدام المسطرة الأولى (ذات التدريج السنتيمتري) ثم رتبنا القطع العشرة حسب الطول. وعدنا وقسنا أطوال هذه القطع بالمسطرة الثانية (المدرجة بواسطة البوصة والقدم) ثم رتبناها أيضاً بناء على الطول فإننا سوف نحصل على نفس الترتيب سواء استخدمنا المسطرة الاولى أو المسطرة الثانية، وذلك لأننا نقيس شيئاً واحداً أو خاصية واحدة أما إذا كنا نقيس بعدين مختلفين (الطول والارتفاع مثلاً) فليس بالضرورة أن نحصل على نفس النتائج كما في الحالة السابقة.

٢ ـ إذا كان هناك اختباران يشتركان معاً في بعض القدرات التي يقيسها كل من هذين الاختبارين فإن النتائج التي نحصل عليها من تطبيق هذين الاختبارين على مجموعة معينة سوف تتفق بقدر يتناسب مع مقدار اشتراك هذين الاختبارين في هذه القدرة أو تلك.

٣ ـ وعلى هذا فإذا كانت نتائج الاختبار (أ) تتفق مع نتائج الاختبار (ب) إلى حد ما وإذا كانت نتائج الاختبار (أ) تتفق مع نتائج الاختبار (هـ) أيضاً إلى حد ما فإننا نتوقع أن تكون الاختبارات الثلاثة تقيس شيئاً واحداً تقريباً وعلى ذلك فإننا لا بد وأن نجد علاقة بين الاختبار (ب) والاختبار (هـ). فإذا لم نجد هذه العلاقة فإنه يمكن أن نفسر الحالة بأن نقول إن الاختبار (ب) يرتبط بجزء من الاختبار (أ) والاختبار (هـ) ترتبط بجزء آخر من الاختبار (أ). فإذا كان الاختبار (ب) هو اختبار في الذاكرة والاختبار (هـ) هواختبار في الذكاء فلا بد إذن أن يكون الاختبار

(ﻫ) هو اختبار في الذاكرة والذكاء وهذا يعلل للعلاقة الموجودة بين الاختبارات الثلاثة ﻫ ، ب ، ﺣ .

هذه العلاقة ـ كما سبق أن أشرنا في أكثر من مكان ـ تقاس بواسطة حساب معامل الارتباط ، ونعود ونؤكد مرة أخرى أن الخطوة الأولى والأساسية في عملية التحليل ـ سواء كانت تحليل تجمعات أو تحليل عاملي ـ هي خطوة حساب معامل الارتباط .

٤ ـ وبناء على كل ما سبق نقول إن الاختبار (١) يحتوي على عامل (أو قدرة) معين بدرجة تختلف عن درجة احتواء الاختبار (٢) على نفس العامل وكذلك بالنسبة للاختبار (٣) ، وتسمى درجة احتواء الاختبار لعامل معين درجة التشبع (شـ) .

٥ ـ معامل الارتباط (العلاقة) بين الاختبار (١) والاختبار (٢) يساوي حاصل ضرب درجة تشبع الاختبار (١) بعامل معين (ﻫ) × درجة تشبع الاختبار (٢) بنفس العامل . أي أن ر ١،٢ = (شـ ١م × شـ ٢م

وقياساً على ذلك فإن معامل الارتباط بين الاختبار (١) ونفسه = (شـ ١م)٢ أي شـ ١م × شـ ١م .

هذه النقاط الخمسة توضح في تبسيط المنطق الذي تستند عليه عملية التحليل العاملي . ويمكن أن نوضح بعد ذلك العملية نفسها فنقول اعتماداً على ما سبق أن معامل الارتباط الذي نلاحظه بين اختبارين (طبعاً معامل ارتباط موجب له دلاله احصائية) إنما يدل على شيء مشترك بينهما أو عامل يربط بينهما . وبطريقة أخرى نقول إنه إذا طبقنا اختبارين على مجموعة أو عينة ما فإن معامل الارتباط بين نتائج الاختبارين يعتمد بطبيعة الحال على مدى وجود هذا العامل المشترك (القدرة) بين هذين الاختبارين وبنفس المنطق إذا طبقنا مجموعة كبيرة من الاختبارات على عينة من الأفراد فإن العلاقات الناتجة أو معاملات الارتباط بين الاختبارات ببعضها البعض (تسمى معاملات الارتباط

البينية) سوف تعتمد على مقدار تأثير العوامل المختلفة (عامل أو أكثر) على درجات كل اختبار من هذه الاختبارات. ولتوضيح ذلك لنأخذ المثال التالي:

لنفرض أن لدينا عدداً من أنابيب المياه (صنابير مياه) ذات حجوم وأقطار مختلفة جميعها تتصل بمصدر للمياه يدفع الماء بانتظام ونريد الآن أن نعرف الوقت الذي يستغرقه كل صنبور من هذه الصنابير في ملء إبريق بالماء (الاختبار الأول) كما نريد أن نعرف أيضاً الوقت الذي يستغرقه كل صنبور في ملء دلو كبير بالماء (الاختبار الثاني)، وواضح بطبيعة الحال أن الصنبور الذي سوف يملأ الإبريق الصغير أسرع هو نفسه الصنبور الذي سوف يملأ الدلو الكبير أسرع والصنبور الأبطأ في ملء الإبريق الصغير يكون هو نفسه الأبطأ في ملء الدلو الكبير. وعليه يمكن أن نقول إن معامل الارتباط بين نتائج الاختبارين، الاختبار الأول (ملء الإبريق الصغير) والاختبار الثاني (ملء الدلو الكبير) هو معامل تام موجب = ١,٠٠.

لنفرض الآن أنه أثناء ملء الإبريق والدلو هبت رياح شديدة ومتقطعة وغير ثابتة الاتجاه فإنه من المتوقع بطبيعة الحال ألا يصل كل الماء إلى الابريق أو الدلو لأن جزءاً منها سوف تدفعه الريح إلى خارج هذين الإنائين ولهذا لن يكون هناك معامل ارتباط تام موجب في هذه الحال لأن تأثير الريح غير ثابت فهو يختلف في حالة الابريق عنه في حالة الدلو. إذ أنه في حالة الابريق سوف يكون الفقد النسبي للمياه كبيراً (لأن الإبريق صغير) أما في حالة الدلو فإن الفقد النسبي سوف يكون قليلاً (لأن الدلو كبير). ونقصد بالفقد النسبي هو النسبة بين كمية المياه المفقودة إلى كمية المياه الموجودة في الإناء.

لنفرض الآن أن الفقد النسبي في حالة الابريق الصغير هو ٥٠٪ وفي حالة الدلو هو ٣٠٪ وعلى ذلك فإن (عامل **حجم الصنبور** سوف يحدد سرعة ملء الدلو بمقدار ٧٠٪ كما أنه (نفس العامل) سوف يحدد سرعة ملء الابريق الصغير بمقدار ٥٠٪

ومعامل الارتباط في هذه الحالة سوف يكون ٥٠٪ من الـ ٧٠٪ أي ٠,٥ × ٠,٧ = ٠,٣٥ وهو معامل الارتباط الذي يعود إلى (عامل) حجم الصنبور أما ٠,٥ ، ٠,٧ فهما مقدار تشبع كل حالة (الاختبار الأول ملء الإبريق والاختبار الثاني ملء الدلو) بهذا العامل (عامل حجم الصنبور).

بهذا تكون قد أوضحنا علاقة معامل الارتباط بين اختبارين بمقدار تشبع كل منها بعامل معين.

ولنفرض الآن أن هناك أكثر من عامل (م ، ب) يؤثر على درجات اختبارين (١ ، ٢) فإنه قياساً على ما سبق يكون معامل الارتباط بين هذين الاختبارين هو مجموع حواصل ضرب التشبعات أي أن

ر ١.٢ = (ش ١م × ش ٢م) + (ش ١ب × ش ٢ب) + ش

وهكذا. وعليه فإن معامل الارتباط من الاختبار ونفسه = √ر ١.١ = ش ^{٢} ١م + ش ^{٢} ١ب + ش ^{٢} ١هـ

العلاقة بين عدد الاختبارات وعدد العوامل

قلنا فيما سبق أن عملية التحليل العاملي هي عملية البحث عن العوامل المشتركة بين مجموعة من الاختبارات والآن يجب أن نعرف عدد العوامل التي يمكن الحصول عليها (أو البحث عنها) في مجموعة محددة العدد من الاختبارات وذلك حتى لا نستمر في عملية التحليل الرياضي وهناك معادلة يمكن تطبيقها لمعرفة عدد العوامل عندما نعرف عدد الاختبارات وهي:

عدد العوامل يساوي أو أقل من ½ [(٢ ن + ١) − √(٨ ن + ١)]

حيث ن هو عدد الاختبارات.

فإذا كان لدينا ٦ اختبارات فإن العوامل المتوقعة هي ٣ أو أقل كما يتضح فيما يلي:

$$\text{س} \geqslant \frac{١}{٢}\left[(٢ \times ٦ + ١) - \sqrt{٨ \times ٦ + ١}\right]$$
$$\frac{١}{٢}\left[١٣ - \sqrt{٤٩}\right]$$
$$\frac{١}{٢}\left[١٣ - ٧\right]$$
$$\frac{١}{٢} \times ٦ = ٣$$

والجدول التالي يسهل عملية التعرف على عدد العوامل المتوقعة عندما نعرف عدد الاختبارات:

عدد الاختبارات ن	عدد العوامل س
٣	١
٥	٢
٦	٣
٨	٤
٩	٥
١٠	٦
١٢	٧
١٣	٨
١٤	٩
١٥	١٠

وهذا يعني أنه إذا كان لدينا ١٥ اختباراً على سبيل المثال فإن **أقصى** عدد من العوامل يمكن أن نتوقعه هو ١٠ عوامل ولكن قد يكون لدينا ثلاثة عوامل فقط ولا أكثر من ذلك.

خطوات حسابية في التحليل العاملي:

سوف نصف فيما يلي الخطوات الحسابية الأساسية في التحليل العاملي وهي بسيطة إذ أنها تعتمد على عمليات الإضافة (الجمع والضرب). ولن نستخدم

الأرقام في المثال الذي سوف نستعرضه بل سنحاول فهم كيفية الوصول إلى مقدار تشبع أي اختبار من الاختبارات بأي عامل من العوامل.

نفترض أن لدينا أربعة اختبارات ١، ٢، ٣، ٤ وهذه الاختبارات الأربعة مشبعة بعامل معين بمقدار أ ، ب ، حـ ، د على التوالي أي أن الاختبار (١) مشبع بدرجة (أ) من هذا العامل، والاختبار (٢) مشبع بدرجة (ب) من نفس العامل والاختبار (٣) مشبع بدرجة (حـ) من العامل والاختبار (٤) مشبع بدرجة (د).

الخطوة الأولى هي حساب معاملات الارتباط البينية للاختبارات الأربعة وفي هذه الحالة سوف نعتمد على ما سبق أن أشرنا إليه من علاقة معامل الارتباط بين اختبارين بدرجة تشبع كل منها بعامل معين.

والخطوة الثانية هي ترتيب معاملات الارتباط في مصفوفة على النحو التالي:

		أ (١)	ب (٢)	حـ (٣)	د (٤)
أ	(١)	أ^{٢}	أ ب	أ حـ	أ د
ب	(٢)	ب أ	ب^{٢}	ب حـ	ب د
حـ	(٣)	حـ أ	حـ ب	حـ^{٢}	حـ د
د	(٤)	د أ	د ب	د حـ	د^{٢}

لاحظ أن درجات التشبعات أ ، ب ، حـ ، د هي التي نريد أن نحدد قيمتها.

الخطوة الثالثة نجمع الأعمدة جمعاً رأسياً أي في حالة العمود الأول نحصل على أ^{٢} + ب أ + حـ أ + د أ.

وعندما نأخذ أ عامل مشترك تحصل على أ (أ + ب + هـ + د)
وبالمثل في العمود الثاني تحصل على ب (أ + ب + هـ + د)
وبالمثل في العمود الثالث تحصل على هـ (أ + ب + هـ + د)
وبالمثل في العمود الرابع تحصل على د (أ + ب + هـ + د)

الخطوة الرابعة نجمع نواتج الجمع الرأسي جمعاً **أفقياً** حيث نجمع أ (أ + ب + هـ + د) + ب (أ + ب × هـ + د) + هـ (أ + ب + هـ + د) + د (أ + ب + هـ + د).

فإذا أخذنا المقدار (أ + ب + هـ + د) عامل مشترك فاننا نحصل على (أ + ب + هـ + د) (أ + ب + هـ + د).

أو بمعنى آخر (أ + ب + هـ + د)^{2} أو جمع المجاميع.

وهذا المقدار يساوي مربع مجموع تشبعات الاختبارات الأربعة.

الخطوة الخامسة: نحسب الجذر التربيعي لجمع المجاميع.

الخطوة السادسة: نقسم كل جمع رأس على الجذر التربيعي لجمع المجاميع حيث **نحصل على مقدار تشبع كل اختبار** بهذا العامل وهو المطلوب أي أن

$$\frac{\text{أ (أ + ب + هـ + د)}}{\text{(أ + ب + هـ + د)}} \quad \frac{\text{الجمع الرأس تحت العمود الأول}}{\text{الجذر التربيعي لجمع المجاميع}}$$

وللتلخيص:
١ - احسب معاملات الارتباط التبين.
٢ - رتب هذه المعاملات في مصفوفة.
٣ - اجمع الأعمدة جمعاً رأسياً.
٤ - اجمع النواتج جمعاً أفقياً (جمع المجاميع).
٥ - احسب الجذر التربيعي لجمع المجاميع.
٦ - اقسم كل جمع رأس (خطوة رقم ٣) على الجذر التربيعي لتحصل على مقدار تشبع الاختبار بالعامل.

طرق التحليل العاملي

سوف نستعرض في الفقرات التالية بعض الطرق المستخدمة في عملية التحليل العاملي ونخص بالذات طريقة الجمع البسيط (بيرت) أو الطريقة المركزية (ثرستون) ثم الطريقة التقاربية (فؤاد البهي).

وعلى العموم فإن هاتين الطريقتين أو غيرهما يشتركان معاً في الخطوات الحسابية التي أشرنا إليها في الفقرات السابقة ولكنهما يختلفان في بعض الأمور الدقيقة التي سوف تتضح للقارىء بسهولة أثناء الوصف والمناقشة. ومما يجب أن نتذكره دائماً أن تشارلي سبيرمان كان أول من استعان بهذه الطريقة في بحوثه المبكرة عن الذكاء (حوالي سنة ١٩٠٤) وهنا سوف نستعرض في إيجاز ملامح الطريقة في بدايتها الأولى: أي تلك التي استخدمها سبيرمان:

ننظر الآن إلى مصفوفة معاملات الارتباط التالية: (أربعة اختبارات)

	١	٢	٣	٤
١		٠,٧٢	٠,٦٣	٠,٥٤
٢	,٧٢		,٥٦	٠,٤٨
٣	,٦٣	,٥٦		,٤٢
٤	٠,٥٤	٠,٤٨	٠,٤٢	

نلاحظ ما يلي:

١ - جميع معاملات الارتباط الموجودة في المصفوفة موجبة وهذا يعني أن هناك عاملاً ما يربط هذه الاختبارات الأربعة مع بعضها البعض.

٢ - المعاملات الأربعة الموجودة في أعلى المصفوفة إلى اليسار تربطها علاقة النسبة والتناسب أي أن $\frac{,٦٣}{,٥٦} = \frac{٠,٥٤}{٠,٤٨}$

أو بصورة أخرى حاصل ضرب الطرفين = حاصل ضرب الوسطين أي ,٦٣ × ٠,٤٨ = ,٥٦ × ٠,٥٤.

وهذه القاعدة تنطبق على أي أربعة معاملات ارتباط أخرى. وبناء على **هذه القاعدة يمكن استنتاج معامل الإرتباط غير الموجود في أي رباعية** (هكذا سماها سبيرمان والحقيقة أنه كان أول من لفت الانتباه إلى هذه الخاصية).

أي أنه في حالة حساب **معامل الارتباط** بين الاختبار الثاني ونفسه يمكن أن يتم ذلك كما يلي: ٧٢, × ٥٦, = ٦٣, × س~

$$\therefore \; س\sim = \frac{٧٢, \times ٥٦,}{٦٣,} \quad ٠,٦٤$$

وبالتالي يمكن حساب مقدار تشبع الاختبار الثاني بهذا العامل حيث يساوي الجذر التربيعي لمعامل الارتباط أي = $\sqrt{٦٤,}$ = ٠,٨

ونحصل على نفس النتيجة إذا استخدمنا رباعية أخرى مثل
٧٢, × ٤٨, = ٥٤, × س~

$$س\sim = \frac{٧٢, \times ٤٨,}{٥٤,} = ٦٤,$$

∴ مقدار التشبع = $\sqrt{٦٤,}$ = ٠,٨ وهكذا

وعلى ذلك فإنه يمكن أن تكون هناك معادلة معينة للحصول على مقدار تشبع أحد الاختبارات بأحد العوامل إذا عرفنا معامل ارتباط هذا الاختبار باختبارين آخرين:

لنفرض أن لدينا الاختبار ١، ٢، ٣، فتكون المعادلة

$$ش\sim_{١} = \frac{ر_{١.٢} \times ر_{١.٣}}{ر_{٢.٣}}$$

حيث ش~ هي مقدار تشبع الاختبار رقم (١) بالعامل
$ر_{١.٢}$ معامل الارتباط من الاختبار (١)، (٢)
$ر_{٢.٣}$ معامل الارتباط من الاختبار (٢)، (٣)

٣ ـ يلاحظ لذلك خاصية ثالثة وهي خاصية الترتيب الهرمي لمعـاملات الارتباط. ففي السطر الأول أو العمود الأول نلاحظ أن المعاملات مرتبة على النحو التالي:

,٧٢ وهي تساوي ,٩ × ٠,٨

,٦٣ وهي تساوي ,٩ × ٠,٧

,٥٤ وهي تساوي ,٩ × ,٦

لاحظ ثبات المكون الأول (,٩) وتناقص المكون الثاني: ,٨، ,٧، ,٦

وخلاصـة القول إن هذه الملامح قد لا تنطبق على مصفوفات معاملات الارتباط التي نحصل عليها من التطبيق العملي في ميدان المقاييس والاختبـارات. إذ أن معظم ما نحصل عليه يختلف تماماً عن الصورة التي وصفناها في تلك المصفوفة والتي تعتبر مثالية إلى حد كبير. لذلك سوف نصف فيما يلي خطوات عملية التحليل العاملي بالطريقة المركزية لثرستون:

طريقة ثرستون:

هذه الطريقة يمكن فهمها من المثال التالي:

لنفرض أن لدينا ستة اختبارات تم تطبيقها على مجموعة من الأفراد ثم حسبت معاملات الارتباط البينية لتعطي المصفوفة التالية:

	١	٢	٣	٤	٥	٦
١		,٧٦	,٧٩	,٤٥	,٤١	٣٤
٢	٠,٧٦		,٦٨	,٤٤	٠,٣٥	٠,٢٦
٣	,٧٩	,٦٨		٠,٤٩	٠,٣٩	٠,٣٢
٤	,٤٥	,٤٤	٠,٤٩		٠,٥٨	,٤٤
٥	,٤١	٠,٣٥	٠,٣٩	٠,٥٨		٠,٥٥
٦	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٣٢	٠,٤٤	٠,٥٥	

وعلى ذلك نلاحظ أن الخلايا القطرية ليست بها معاملات ارتباط **حيث يقترح ثرستون** أن تملأ هذه الخلايا بوضع أعلى معامل ارتباط يوجد في الصف أو العمود الذي يقابل الاختبار. وهذا يعتمد على أن معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه (وهو المعامل الذي يوضع في الخلية القطرية) لا بد وأن يكون أعلى من ارتباط هذا الاختبار بأي اختبار آخر أو على الأقل يساويه ومن ثم تصبح الخلايا القطرية كما يلي:

√ ١.١ = ٠,٧٩ وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقي الأول
√ ٢.٢ = ,٧٦ وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقي الثاني
√ ٣.٣ = ٠,٧٩ وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقي الثالث
√ ٤.٤ = ٠,٥٨ وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقي الرابع
√ ٥.٥ = ٠,٥٨ وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقي الخامس
√ ٦.٦ = ٠,٥٥ وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقي السادس

وعند ملء الخلايا القطرية في المصفوفة وإجراء الخطوات الحسابية السابقة الإشارة إليها (الجمع الرأس ثم الجمع الأفقي ثم الجذر التربيعي لجمع المجاميع) نحصل على ما يلي:

	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	,٧٩	,٧٦	,٧٩	,٤٥	٠,٤١	,٣٤
٢	,٧٦	,٧٦	,٦٨	,٤٤	,٣٥	,٢٦
٣	,٧٩	,٦٨	,٧٩	,٤٩	,٣٩	,٣٢
٤	,٤٥	,٤٤	,٤٩	,٥٨	,٥٨	,٤٤
٥	,٤١	٠,٣٥	,٣٩	,٥٨	,٥٨	,٥٥
٦	,٣٤	,٢٦	,٣٢	,٤٤	,٥٥	٠,٥٥
	٣,٥٤ +	٣,٢٥ +	٣,٤٦ +	٢,٩٨ +	٢,٨٦ +	٢,٤٦ = ١٨,٥٥

√١٨,٥٥ = ٤,٣ تقريباً

وعند تقسيم الجمع الرأس لكل عمود من الأعمدة على الجذر التربيعي للحصول على مقدار تشبع كل اختبار بالعامل المشترك بين هذه الاختبارات جميعاً (العامل العام) نحصل على مقادير التشبعات التالية:

الاختبار	مقدار التشبع بالعامل الأول (العامل العاّم)
١	٠,٨٢
٢	,٧٦
٣	٠,٨١
٤	٠,٦٩
٥	٠,٦٧
٦	٠,٥٧

ونحن نعلم مقدماً أن معامل الارتباط بين الاختبار (١) والاختبار (٢) في ظل هذا العامل العام = حاصل ضرب مقدار تشبع الاختبار (١) بالعامل العام × مقدار تشبع الاختبار (٢) بالعامل العام أي $\sqrt{}_{٢.١}$ = ٠,٨٢ × ٠,٧٦ = ٠,٦٢ كما أننا نعلم ان معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه في ظل هذا العامل العام يساوي مربع مقدار تشبعه بهذا العامل أي أن $\sqrt{}_{٢.٢}$ = $(٠,٨١)^{٢}$ = ٠,٦٦ وعلى هذا لو استخدمنا هذه التشبعات في إعادة رسم العلاقات بين هذه الاختبارات الستة من جديد فإننا سوف نحصل على جدول آخر يسمى جدول العامل العام وهذا الجدول يشمل معاملات الارتباط بين الاختبارات في ظل العامل العام.

		٠,٨٢	٠,٧٦	٠,٨١	٠,٦٩	٠,٦٧	٠,٥٧
		(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
٠,٨٢	(١)	٠,٦٧	,٦٢	٠,٦٦	٠,٥٧	٠,٥٥	٠,٤٧
٠,٧٦	(٢)	,٦٢	٠,٥٨	٠,٦٢	٠,٥٢	٠,٥١	٠,٤٣
٠,٨١	(٣)	,٦٦	,٦٢	٠,٦٦	٠,٥٦	٠,٥٤	٠,٤٦
٠,٦٩	(٤)	٠,٥٧	,٥٢	٠,٥٦	٠,٤٨	٠,٤٦	٠,٣٩
٠,٦٧	(٥)	,٥٥	٠,٥١	٠,٥٤	٠,٤٦	٠,٤٥	٠,٣٨
٠,٥٧	(٦)	٠,٤٧	٠,٤٣	٠,٤٦	٠,٣٩	٠,٣٨	٠,٣٣

(جدول العامل العام)

وماذا بعد ذلك؟

لو أننا فحصنا المصفوفة الأصلية والجدول الحالي (جدول العامل العام) سوف نجد فرقاً واضحاً بين الجدولين. حيث نجد على سبيل المثال أن معامل الارتباط بين الاختبار رقم (١) والاختبار رقم (٢) في المصفوفة هو ٠,٧٦ بينما نجد أن الارتباط بين (١)، (٢) في جدول العامل العام هو ٠,٦٢، كذلك معامل الارتباط بين (١)، (٣) في المصفوفة الأصلية هو ٠,٧٩ بينما نجد أن الارتباط بين هذين الاختبارين في جدول العامل العام هو ٠,٦٦.

هذه الفروق تعني أن هناك عوامل أخرى غير العامل العام تربط هذه الاختبارات وللوصول إلى هذه العوامل نطرح جدول العامل العام من المصفوفة الأصلية. ويسمى الجدول الناتج من هذا الطرح جدول البواقي. ويتم ذلك بطرح كل معامل ارتباط في جدول العامل العام من نظيره في المصفوفة الأصلية. وتكون النتيجة كما يلي:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(١)	+ ٠,١٢	+ ٠,١٤	+ ٠,١٣	− ٠,١٢	− ,١٤	− ٠,١٣
(٢)	+ ,١٤	+ ٠,١٨	+ ,٠٦	− ,٠٨	− ٠,١٦	− ٠,١٧
(٣)	+ ,١٣	+ ,٠٦	+ ,١٣	− ,٠٧	− ,١٥	− ٠,١٤
(٤)	− ٠,١٢	− ,٠٨	− ,٠٧	+ ,١٠	+ ٠,١٢	+ ,٠٥
(٥)	− ٠,١٤	− ٠,١٦	− ٠,١٥	+ ,١٢	+ ,١٣	+ ٠,١٧
(٦)	− ٠,١٣	− ٠,١٧	− ٠,١٤	+ ,٠٥	,١٧	+ ٠,٢٢

(جدول البواقي)

من هذا الجدول يتضح أن الارتباط بين الاختبارات الثلاثة الأولى (١)، (٢)، (٣) موجب والارتباط بين الاختبارات الثلاثة الأخيرة (٤)، (٥)، (٦) موجب أما الارتباط بين هذين التجمعين فهو سالب وعليه نلاحظ أن هذا الجدول يمكن أن ينقسم إلى أربعة مناطق: الركن الأعلى الأيمن يمثل مصفوفة صغيرة موجبة للاختبارات (١)، (٢)، (٣).

والركن الأسفل الأيسر يمثل مصفوفة صغيرة موجبة للاختبارات (٤)، (٥)، (٦).

أما الركن الأيسر الأعلى والأيمن الأسفل فكلاهما سالب. ووضوح تجمع الاختبارات بهذه الطريقة يجعلنا لا نلجأ إلى تغير الإشارات الجبرية أما إذا وجدنا أن الإشارات السالبة توجد في الجدول بلا نظام فإننا نلجأ إلى تغيير الإشارة وسوف نعطي مثالاً لذلك فيما بعد.

والآن يمكن معالجة المصفوفتين الصغيرتين للحصول على مقدار تشبع كل اختبار من هذه الاختبارات بالعامل الثاني. وذلك كما يلي:

	(١)	(٢)	(٣)
(١)	,١٢	٠,١٤	,١٣
(٢)	,١٤	٠,١٨	,٠٦
(٣)	,١٣	,٠٦	٠,١٣
	,٣٩ +	٠,٣٨ +	٠,٣٢

= ١,٠٩ ، $\sqrt{١,٠٩}$ = ١,٠٤

	(٤)	(٥)	(٦)
(٤)	,١٠	,١٢	,٠٥
(٥)	,١٢	,١٣	,١٧
(٦)	,٠٥	,١٧	٠,٢٢
	٠,٢٧	٠,٤٢+	٠,٤٤+

= ١,١٣ ، $\sqrt{١,١٣}$ = ١,٠٦

لاحظ أننا قمنا بنفس الخطوات السابقة من الجمع الرأس ثم الجمع الأفقي وحساب الجذر التربيعي لجمع المجاميع. والآن نستكمل الخطوات فنقسم الجمع الرأس لكل عمود على الجذر التربيعي لجمع المجاميع لنحصل على مقدار تشبع كل اختبار بالعامل الثاني حيث نحصل على ما يلي:

الاختبار	درجة التسبع بالعامل الثاني
(١)	٠,٣٨
(٢)	٠,٣٧
(٣)	٠,٣١
(٤)	,٢٦
(٥)	٠,٤٠
(٦)	٠,٤٢

لاحظ أنه على الرغم من أن العامل العام (الأول) يجمع الاختبارات الستة معاً نجد أن العامل الثاني في حالة الاختبارات الثلاثة الأولى يختلف عن العامل الثاني في حالة الاختبارات الثلاثة الأخيرة. وعلى ذلك يمكن تمثيل الاختبارات الستة على النحو التالي.

الاختبار	درجة التشبع بالعامل العام	درجة التشبع بالعامل الثاني	
(١)	٠,٨٢	٠,٣٨	
(٢)	٠,٧٦	٠,٣٧	
(٣)	٠,٨١	٠,٣١	
(٤)	٠,٦٩		٠,٢٦
(٥)	٠,٦٧		,٤٠
(٦)	٠,٥٧		٠,٤٢

وعلى هذا نستطيع القول أنه أمكن حتى الآن استخلاص عاملين من هـذه الاختبارات الستة: قد نسمي الاول العامـل العـام. ونسمـي الثـاني العـامـل الخاص، وبالرجوع إلى الجدول الذي يوضح العلاقة بين عدد العوامل وعدد الاختبارات يمكن القول إن عدد العوامل قد يصل إلى ثلاثة (الحد الأقصى لعدد العوامل) فإذا كنا نفكر أنه بعد العامل العام والعامل الخاص هناك احتمال لوجود عامل ثالث قد يكون هو العامل النوعي الذي يميز كل اختبار على حدة فإنه يمكن حساب هذا العامل النوعي مباشرة من المعادلة التالية:

١ - (مربع تشبع الاختبار بالعامل الأول + مربع الاختبار بالعامل الثاني)

$$١ - (\text{ش}^{٢١}\text{م}^{٢} + \text{ش}^{٢١}\text{د}^{٢})$$

ونحصل بذلك على المعلومات التالية:

الاختبار	العامل العام	العامل الخاص		العامل النوعي
(١)	٠,٨٢	٠,٣٨		,٤٣
(٢)	٠,٧٦	,٣٧		,٥٣
(٣)	٠,٨١	,٣١		,٥٠
(٤)	٠,٦٩		,٢٦	,٦٨
(٥)	٠,٦٧		,٤٠	,٦٣
(٦)	٠,٥٧		,٤٢	,٧١

وخلاصة القول نكون قد وصلنا إلى العوامل الثلاثة التي يحتمل أن تكون ذات تأثير على درجات هذه الاختبارات الستة وهي العامل العام والعامل الخاص والعامل النوعي.

نعود الآن إلى موضوع الإشارات السالبة وكيفية تغيرها ولنأخذ المثال التالي:

لنفرض أن جدول البواقي لم يكن على الصورة التي وصفناها سابقاً من حيث وضوح التجمعات بل كان على الصورة الافتراضية التالية:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(١)		+ ,١٢	− ,٠٥	− ,٠٩	+ ,١٢	− ,٠٨
(٢)	+ ٠,١٢		− ٠,٢٥	− ,١٥	+ ,٤٣	− ٠,١٦
(٣)	− ,٠٥	− ٠,٢٥		+ ,٢٨	− ٠,٢٤	+ ٠,٢٧
(٤)	− ,٠٩	− ,١٥	+ ٠,٢٨		− ,١٥	+ ٠,١١
(٥)	+ ,١٢	+ ٠,٤٣	− ٠,٢٤	− ١٥		− ٠,١٦
(٦)	− ,٠٨	− ٠,١٦	+ ٠,٢٧	+ ,١١	− ,١٦	
	+ ,٠٢	− ,٠١	+ ,٠١	صفر	صفر	− ,٠٢

(لاحظ عدم وجود معاملات في الخلايا القطرية لأنها لا تتغير أبداً).

وعملية تغيير الإشارات هي أيضاً عملية منطقية إذ أن الاختبار الذي يقيس الثبات الإنفعالي إذا تغيرت إشارته الموجبة إلى إشارة سالبة أصبح يقيس عدم الاتزان الانفعالي والاختبار الذي يقيس التفوق الدراسي يمكن أن يقيس كذلك التخلف الدراسي في حالة تعديل الإشارة.

وتبدأ عملية تعديل بالإشارة بالاختبار الذي له أعلى مجموع سالب وهو في هذه الحالة الاختبار رقم (٦) حيث نجد أن الجمع الرأس له = − ٠,٠٢ وعلى ذلك تعدل جميع الإشارات في الصف السادس والعمود السادس:

فإذا كان الصف السادس أو العمود السادس كما يلي:

- ۰۸,   - ۱٦, + ۲۷, + ۱۱, - ۱٦, = - ۰۲, فانه يصبح

+ ۰۸,   + ۱٦, - ۲۷, - ۱۱, + ۱٦, = ± ۰۲,

ويقتضي هذا التعديل تعديل آخر في جمع الأعمدة والسطور حيث نقوم بالجمع من جديد بعد أول تعديل (في اختبار رقم ٦) وبالتالي يتم التعديل في كل الأعمدة ويصبح على النحو التالي:

(۱)   (۲)   (۳)   (٤)   (٥)   (٦)

قبل التعديل   + ۰۲, - ۰۱, + ۰۱, صفر صفر - ۰۲,

بعد أول تعديل   + ۱۸, + ۳۱, - ۵۳, - ۰,۲۲ + ۰,۳۲ + ۰۲,

(لاحظ أن العمود الثالث أصبح أعلى مقدار سالب وعليه يتم تعديل إشارته)

بعد التعديل الثاني   + ۲۸, + ۰,۸۱ + ۰,۵۳ - ۰,۷۸ + ۰,۸۰ + ۰,۵٦

(لاحظ أن العمود الرابع أصبح أعلى مقدار سالب وعليه يتم تعديل إشارته)

بعد التعديل الثالث + ٤٦, + ۱,۱۱ + ۱,۰۹ + ۰,۷۸ + ۱,۱۰ + ۰,۸۷

بذلك يكون جدول البواقي قد تم تحويله إلى مصفوفة موجبة ومن ثم يمكن متابعة الخطوات الأخرى في حساب مقدار تشبع الاختبارات بالعامل الثاني. كما سبق الإشارة إلى ذلك. ويجب أن نلاحظ أنه لا بد أن نأخذ في حسابنا تعديل الإشارات في عملية تفسير النتائج.

طريقة فؤاد البهي

يسمي فؤاد البهي طريقته بالطريقة التقاربية وهي تتفق مع طريقة ثرستون في كل خطواتها إلا أنها تختلف معها في فكرة أساسية وهذا ما يجب أن يسجل لفؤاد البهي. لقد لاحظنا أن ثرستون وضع في الخلايا القطرية أكبر معامل ارتباط في الصف أو العمود ومن ثم استمر في عمليات التحليل بناء على

هذا. أما فؤاد البهي فإنه لا يملأ هذه الخلايا بل يفترض أن هذه المعاملات تساوي جميعها الصفر. وعلى هذا يبدأ في البحث عن القيمة الحقيقية لهذه المعاملات. وبعد أن يحصل على هذه القيم الحقيقية تتفق خطواته بعد ذلك مع خطوات ثرستون. والحقيقة أن هذ الطريقة أكثر دقة وإن كانت تستلزم جهداً أكثر.

ويمكن أن نفهم الفكرة الأساسية لطريقة فؤاد البهي (الطريقة التقاربية) في التحليل العاملي من المثال التالي:

لنفرض أن لدينا ستة اختبارات طبقت على مجموعة من الأفراد وحسبت معاملات الارتباطات البينية وحصلنا على المصفوفة التالية:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(١)		,٤٨	٠,٣٦	,٤٠	٠,٥٨	٠,٣٠
(٢)	,٤٨		٠,٠٠	٠,١٦	٠,٧٢	,٠٨
(٣)	,٣٦	٠,٠٠		٠,٦٣	,٠٩	,٥٤
(٤)	,٤٠	٠,١٦	٠,٦٣		,٢٥	,٤٤
(٥)	,٥٨	٠,٧٢	,٠٩	,٢٥		٠,١٥
(٦)	,٣٠	,٠٨	٥٤	,٤٤	٠,١٥	
	٢,١٢	١,٤٤+	١,٦٢+	١,٨٨+	١,٧٩+	١,٥١+ = ١٠,٣٦

٢,١٢ +١,٤٤+ ١,٦٢+ ١,٨٨+ ١,٧٩+ ١,٥١ = ١٠,٣٦

$\sqrt{١٠,٣٦}$ = ٣,٢٢

(١) نقسم الجمع الرأس لكل عمود على الجذر التربيعي لجمع المجاميع لنحصل على التشبع الافتراضي لكل اختبار فنحصل على ما يلي:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
شـ م	٠,٦٦	٠,٤٥	,٥٠	٠,٥٨	٠,٥٦	٠,٤٧

(٢) نربع هـذه التشبعـات ونحصـل على المعـاملات (الاشتراكيـات)

الافتراضية ونضعها في المصفوفة ونكرر الخطوة السابقة حيث نحصل على جمع جديد لكل عمود:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
	٢,٥٦ +	١,٦٤ +	١,٨٧ +	٢,٢٢ +	٢,١٠ +	١,٧٣	= ١٢,١٢

√١٢,١٢ = ٣,٤٨

(٣) نقسم الجمع الرأس لكل عمود على الجذر التربيعي كما سبق ونحصل على التشبع الافتراضي لكل اختبار كما يلي:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
ش ر	٠,٧٤	٠,٤٧	٠,٥٤	٠,٦٤	٠,٦٠	,٥٠

(٤) نربع هذه التشبعات ونحصل على المعاملات الافتراضية ونضعها في المصفوفة (في الخلايا القطرية الخالية) ونكرر ما سبق حيث نحصل على جمع جديد لكل عمود:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
	٢,٦٧ +	١,٦٦ +	١,٩١ +	٢,٢٩ +	٢,١٥ +	١,٧٦	= ١٢,٤٤

√١٢,٤٤ = ٣,٥٣

(٥) نقسم الجمع الرأس لكل عمود على الجذر التربيعي كما سبق ونحصل على التشبع الافتراضي للمرة الثالثة:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
ش هـ	٠,٧٦	٠,٤٧	٠,٥٤	٠,٦٥	٠,٦١	٠,٥٠

(٦) نربع التشبعات ونضع المعاملات الناتجة في الخلايا القطرية، ونجمع من جديد لنحصل على:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
	٢,٧٠ +	١,٦٦ +	١,٩١ +	٢,٣٠ +	٢,١٦ +	١,٧٦	= ١٢,٤٩

√١٢,٤٩ = ٣,٥٣

(٧) نقسم الجمع الرأس لكل عمود على الجذر التربيعي الناتج نحصل على تشبعات الاختبارات كما يلي:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
س~ و	,٧٦	,٤٧	,٥٤	٠,٦٥	٠,٦١	,٥٠

قارن التشبعات (ش~ هـ) في الخطوة رقم (٥) بالتشبعات (ش~ و) في الخطوة رقم (٧). هذا التطابق يعني أن هذه هي القيم النهائية لتشبعات الاختبارات الستة بالعامل الأول ومن ثم مربعاتها تصبح القيم الحقيقية لمعاملات الارتباط التي كان يجب أن توضع في المصفوفة (الخلايا القطرية) منذ البداية:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
أي التشبعات النهاية هي	,٧٦	,٤٧	٠,٥٤	,٦٥	,٦١	,٥٠
والمعاملات الحقيقية هي	٠,٥٨	٠,٢٢	٠,٢٩	٠,٤٢	٠,٣٧	٠,٢٥

وعلى ذلك فإنه يمكن استكمال عملية التحليل العاملي على هذا الأساس فيحسب تشبعات الاختبارات فالعامل الثاني ثم الثالث وهكذا.

تفسير عملية التحليل العاملي

سواء استخدمنا طريقة ثرستون أو طريقة فؤاد البهي أو غيرهما فإننا نحصل على تشبعات الاختبـارات التي تجري عليهـا عمليـة التحليـل العـاملي بالعوامل المختلفة.

والحقيقة أن الأساس الذي نعتمد عليه في تفسير عملية التحليل هو البساطة والتناسق بمعنى إمكانية تقديم تفسير بسيط مفهوم يتفق مع التفسيرات الأخرى ولا يتعارض معها.

وهنا تبدأ عملية التفسير بإجراء ما يسمى بعملية ادارة المحاور حتى يكتسب العامل معنى سيكلوجي يمكن تفسيره وتعليله، وعملية الإدارة هذه تعتمد على فكرة تحديد أهمية كل عنصر بالنسبة للعناصر الأخرى. أو تحديد مكانة عامل ما بالنسبة لمكانة عامل آخر. وتبنى هذه العملية على رسم بياني لقيم

تشبعات العامل الأول مع العامل الثاني ثم تدار المحاور الأساسية حتى تقع قيم التشبعات على المحاور الجديدة أو تقترب منها (هذا يعني أن قيمة التشبع تصبح صفراً أو يقترب منه) وتختفي القيم السالبة للتشبعات ولحساب القيم الجديدة للتشبعات نأخذ في حسابنا اتجاه إدارة المحاور إذا كان مع اتجاه عقارب الساعة أو ضدها وكذلك قيمة زاوية الإدارة فإذا كانت الإدارة في اتجاه عقارب الساعة فإن

أَ = جتاس × أ − حاس × ب

بَ = حاس × أ − جتاس × ب

حيث أَ تشبع العامل الأول بعد الادارة أ قبل الادارة

بَ تشبع العامل الثاني بعد الادارة ب قبل الادارة

س زاوية الإدارة

أما إذا كانت الإدارة عكس اتجاه عقارب الساعة فإن:

أَ = جتاس × أ + جاس × ب

بَ = − جاس × أ + جتاس × ب

حيث حا، جتا النسب المثلثية لزاوية الإدارة.

وعلى العموم فإن هذه العملية قد تستغرق الكثير من الجهد والوقت بالنسبة للباحث إلا أنه من المتوفر حالياً برامج لادارة المحاور (متعامدة أو مائلة) عن طريق الحاسب الآلي.

وأخيراً وبعد الحصول على قيم تشبعات العوامل بعد إدارة المحاور وبعد إجراء جميع هذه العمليات الحسابية والرياضية والتي يمكن أن تتم عن طريق الأدوات والآلات وهي أكثر من متوفرة ـ يأتي دور البصيرة السيكلوجية في تفسير نتائج هذه العملية الرياضية وتسمية العوامل وإعطائها الدلالة السيكلوجية التي يمكن أن تضاف إلى رصيد المعرفة في علم النفس كما فعل سبيرمان وبيرت والقوصي وثرنون وجيلفورد والكسندر وستيفنسون وكلي

وبيرسون وثرستون وهم في الحقيقة الذين وضعوا علامات على الطريق في مسيرة القياس النفسي وفهم القدرات البشرية منذ أول القرن الحالي وحتى الآن. ونريد أن نلفت نظر الطالب أن عملية التفسير يمكن أن تتم في ضوء **عدة نقاط نلخصها فيما يلي:**

١ ـ اختيار الاختبارات المناسبة لعملية التحليل العاملي من حيث العدد إذ أن عدد الاختبارات له علاقة بعدد العوامل التي سيتوقعها الباحث كما سبق وأشرنا إلى ذلك. وكذلك من حيث عدد الأبعاد التي يقيسها الاختبار إذ أن الاختبار الذي يقيس بعداً واحداً هو أبسط من اختبار آخر يقيس عدة أبعاد في وقت واحد وربما كان الاختبار الأول مؤدياً إلى سهولة عملية التحليل وتمييز العوامل أكثر مما يؤدي إلى ذلك الاختبار الذي يقيس أكثر من عامل في وقت واحد.

وكذلك من حيث الصعوبة والسهولة فقد يكون الاختبار صعباً بحيث لا يكشف عن الفروق الفردية وذلك لضيق التباين وعليه لا يظهر القدرة المطلوب قياسها. وقد يكون الاختبار سهلاً بحيث يصبح اختباراً للسرعة فلا يصل إلى المستوى المناسب للدلالة على القدرة.

٢ ـ عند تسمية العوامل يجب أن تتوفر لدى الباحث الخلفية السيكلوجية الكافية لفهم كل اختبار على حدة وما يمكن أن يربط بين اختبار وآخر ووجه التقارب أو الاختلاف بين الاختبارات بعضها البعض.

كما يجب أن يلاحظ الباحث أيضاً أن الأداء ـ وهو ما يقيسه أي اختبار ـ هو التعبير السلوكي عن القدرة في حين أن العامل هو التعبير الاحصائي عن هذه القدرة. لذلك فإنه من المحتمل أن نعبر بأكثر من عامل عن قدرة واحدة.

وعند إعطاء الأسماء للعوامل يجب أن نلاحظ عدد مرات تواجد هذه العوامل في الاختبارات المختلفة وماذا تقيسه هذه الاختبارات وما يتكرر فيها

من خصائص قد تساعد على تحديد اسم العامل. وربما هذا ما قام به القوصي عند تسميته للعامل الخاص الذي أشار إليه بعامل التصور البصري المكاني، حيث درس خصائص ومكونات الاختبارات المختلفة التي ظهر فيها هذا العامل.

٣ ـ قد نصل عن طريق التحليل العاملي إلى معرفة عدد من العوامل ونحاول أن نعطي معنى وتفسيراً لكل عامل منها ولكن هناك بعض العوامل والتي يمكن الحصول عليها رياضياً تكون عديمة المعنى.

ولتوضيح ذلك لنفرض أننا نقوم بتحليل الرقم ١٠ إلى عوامله الأولية حيث نجد أن

١٠ = ٥ × ٢ × ١

فإذا كان الرقم (١٠) يدل على مساحة قطعة من الأرض فإنه في هذه الحالة يمكن أن يسمى الرقم (٥) الطول والرقم (٢) العرض ولا يكون هناك أي معنى للرقم (١).

أما إذا كان الرقم (١٠) يدل على حجم متوازي مستطيلات فإن الرقم (١) في هذه الحالة يكون له معنى حيث يدل على الارتفاع لأن الحجم = الطول × العرض × الإرتفاع.

في حين أن المساحة = الطول × العرض.

وبالمثل فإنه قد نحصل حسابياً على بعض العوامل ولكن لا يكون لها أي معنى سيكلوجي وهذا ما يجب أن يؤخذ في الاعتبار عند تفسير نتائج التحليل العاملي.

٤ ـ عند اختيار العينة أو المجموعة التي تستخدم من أجل إجراء عملية التحليل العاملي يجب أن يلاحظ الباحث تباين خلفية العينة إذ أنه عند

التجانس الشديد تتعدد العوامل بصورة غير طبيعية أو يتحول العامل الخاص إلى عامل عام.

فإذا كانت العينة جميعها من طلبة قسم الرياضيات البحتة في كلية العلوم على سبيل المثال فإن القدرة الرياضية سوف تتحول من عامل خاص أو طائفي إلى عامل عام.

وربما كانت العينة غير متجانسة الخلفية ولكنها متجانسة الإستجابة كما يحدث أحياناً في مقاييس الاتجاهات حيث نلاحظ تعدد العوامل وضيق التجمعات بالنسبة إلى وحدات المقياس. (في حالة دراسة البناء العاملي للمقياس مثلاً).

المراجع

1- Butcher, H.J. Human Intelligence, its nature and assessment, Methuen, 1968.

2- Eysenck, H, the messuurment of intelligence, M.T.P. 1973.



الفصل الخامس

مقاييس الشخصية

إن الدراسة العلمية للشخصية الإنسانية تعني الإهتمام بثلاثة أبعاد رئيسية هي البناء والقياس والتنبؤ.

فأما موضوع البناء فإنه يعني دراسة المكونات الرئيسية للشخصية الإنسانية وهو ما تهتم به الدراسات التي تدور حول المفاهيم النظرية لسمات الشخصية وتطوير الإطار النظري لأبعادها وخصائصها. والحقيقة أن هذا الموضوع يعتبر من أهم وأدق الموضوعات في دراسة الشخصية فقد تعدى مرحلة التأمل والملاحظة إلى مرحلة الاجراء والميدانية وخاصة عندما استخدم المشتغلون بهذا الموضوع منهج التحليل العاملي للوصول إلى المكونات العاملية للشخصية من خلال تحليل الاختبارات والمقاييس.

وفي هذا المجال ـ مجال بناء الشخصية ـ يظهر اتجاهان رئيسيان كان لهما أثر كبير في مجال دراسة بناء وتنظيم الشخصية الإنسانية. أولهما أتجاه ايزنك وثانيهما اتجاه كاتل.

والحقيقة أن الاهتمام بدراسة هذين الاتجاهين يرجع إلى أن الأراء التي بنيت على هذين الاتجاهين كانت أكثر أهمية من غيرها لأنها أي هذه الأراء تبلورت بناء على منهج علمي موضوعي قام على الدراسة الكمية للشخصية.

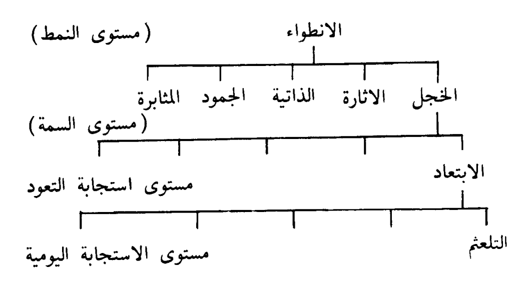
كما أنه نجد أن كلا الاتجاهين يختلف كل منهما عن الآخر ولكنهما غير متعارضين فالاتجاه الأول وهو اتجاه إيزنك يفهم بناء الشخصية من خلال

مفهوم النمط أما الاتجاه الثاني وهو اتجاه كاتل فإنه يفهم بناء الشخصية من خلال مفهوم السمة.

وللتوضيح فإن وجهة **نظر آيزنك** تتلخص في نظريته المعروفة بنظرية الأبعاد **dimensional theory** وهي نظرية تترجم التقليد الانجليزي في منهج التحليل العاملي حيث يهدف هذا المنهج إلى استخلاص عامل واحد يسمى بالعامل العام تليه مجموعة أخرى من العوامل هي أقل عمومية وأهمية. وقد كانت دراسات آيزنك شاملة وعميقة حيث أجريت على حوالي عشرة آلاف فرد ومن ثم استخدم منهج التحليل العاملي ليستخلص عاملين فقط هما الانطواء والعصابية.

ثم يصف آيزنك النمط المنطوي من الشخصية بأنه على قدر كبير من الحذر والحيطة في علاقاته وتعامله مع الآخرين والميل إلى الإبتعاد عن التجمعات الاجتماعية وكذلك الميل إلى القلق والتوتر والاكتئاب. أما النمط المنبسط فإنه يميل إلى الحياة الاجتماعية والاندفاع الذي قد يصل في بعض الأحيان إلى أعراض هيسترية.

وفي دراسات أخرى لاحقة أضاف آيزنك بعداً ثالثاً إلى الإنطواء والعصابية هو عامل الذهانية. وعلى ذلك فقد أصبحت أبعاد الشخصية في خط آيزنك أنماطاً ثلاثة. ويرى آيزنك أن كل نمط من هذه الأنماط يليه في الأهمية مجموعة من الخصائص تميزه عن غيره: حيث يكون النمط (مثل الانطواء) في الدرجة الأولى من الأهمية يليه مستوى السمة أو الخاصية ثم مستوى الاستجابة المبنية على العادة أو التعود ثم مستوى الاستجابة النوعية التي تختص بموقف دون آخر. ويمكن تمثل ذلك كما يلي:



أما وجهة نظر كاتل فإنها تتلخص في نظريته المعروفة بنظرية العوامل الطائفية Group Factors وأهم المفاهيم التي تقوم عليها هذه النظرية هو مفهوم السمة trait وهو المفهوم الذي يقوم عليه تصور كاتل لبناء الشخصية الإنسانية.

ويرى كاتل السمة على أنها بناء عقلي ودالة للسلوك الظاهري المنتظم المتكرر الحدوث. وقد تمكن كاتل من تحديد السمات الأصلية أو المصدرية Source traits التي يعتبرها الأساس الفعلي للبناء الكلي لشخصية الإنسان وعليه فإن السمة الأصلية أو المصدرية تصبح هي المتغير المستقل الذي يحدد موضوع السلوك الظاهري للفرد في مواقف حياته اليومية بحيث تتناسق وحدات هذا السلوك فيبدو كما لو كان كلا مستقلاً بذاته. وفي هذا يصبح مفهوم السمة المصدرية عند كاتل يشبه إلى حد كبير مفهوم القدرة من حيث علاقتها بسلوك متناسق مترابط منطقياً بحيث يبدو دائماً كما لو كان كلا مستقلاً بذاته.

ويستخدم كاتل مفهوماً آخر هو مفهوم السمة السطحية أو الظاهرية Surface trait ليدل على ذلك التجمع السلوكي المتشابه الذي نلاحظه في تفاعل الفرد مع عناصر البيئة الخارجية والذي يتأثر بعوامل التطوير والتغير.

ويقول كاتل إن هذه السمات الظاهرية تنتج عن تفاعل السمات الأصلية مع مثيرات البيئة التي تحيط بالفرد ولذلك فإن هذا النوع من السمات هو نتاج مؤقت أي أن ثباته واستقراره أمر نسبي.

ويعتقد كاتل أن منهج التحليل العاملي هو الطريق الوحيد للتميز بين السمات الأصيلة والسمات الظاهرية وبذلك فإنه يمكن تجنب كثير من الأخطاء حيث اعتبر البعض بعض السمات الظاهرية سمات أصلية بنائية في الشخصية.

ويرى كاتل أيضاً ـ بناء على دراسات عاملية شاملة وعميقة أن هناك مجموعة محددة من السمات الأصيلة المصدرية (عددها ١٦ ـ ٢١) تكون البناء الأساس لشخصية الإنسان وهي.

الانبساط	⟷	الانعزالية
الذكاء العالي	⟷	الذكاء غير العالي
الثبات الإنفعالي	⟷	عدم الثبات الانفعالي
السيطرة والتسلط	⟷	الخضوع والخنوع
كثرة الحركة	⟷	قلة الحركة
قوة الأنا الأعلى (الضمير)	⟷	ضعف الأنا الأعلى
الجرأة الاجتماعية	⟷	الخوف الاجتماعي
الليونة	⟷	الصلابة والشدة
الحذر والحيطة	⟷	سلامة الطوية
التخيلية	⟷	الواقعية
الحدة والدقة	⟷	عدم التكلف
الاحساس الدائم بالندم	⟷	الطمأنينة والإرتياح
التقدمية	⟷	المحافظة
الاكتفاء بالذات	⟷	التعلق بالجماعة
الاهتمام بصورة الذات	⟷	الإهمال
شدة التوتر (الطاقة)	⟷	قلة التوتر (الطاقة)

وفي دراسات لاحقة وجد كاتل أن أهم هذه العوامل عاملان هما الانبساط الاجتماعي والقلق.

وقد يكون من المفيد هنا أن نوضح في شيء من الإيجاز الاختلافات الرئيسية بين وجهي نظر كاتل وآيزنك. وقد كان من المتوقع ألا يكون هناك خلاف بين الجانبين طالما أن كلا الباحثين استخدم منهجاً واحداً هو منهج التحليل العاملي ولو أن هذا المنهج كان دائماً مدعاة للخلاف بين وجهات النظر أكثر من الاتفاق بينها.

نجد أن كاتل يرى أن شخصية الإنسان تبنى بين ١٦ عاملاً أساسياً اهمها عاملان هما القلق والإنبساط ولكن هذين العاملين ليس لهما علاقة بنمطية الشخصية ولكنهما عوامل كبقية العوامل الأخرى من حيث المستوى وإن كانا أكثر نشاطاً من حيث الوظيفة.

أما آيزنك فيرى أن هناك ثلاثة أنماط رئيسية لشخصية الإنسان وكل نمط يحتوي على الخصائص والسمات التي تميزه عن غيره. والخلاف هنا يعود إلى الاختلاف في تفسير نتائج عملية التحليل العاملي وهذا متوقع دائماً - كما يعود أيضاً إلى أن دراسات آيزنك شملت مجموعات من العصابين والذهانين بينما نجد أن دراسات كاتل قامت على مجموعات عادية طبيعية من الأفراد. كما يعود هذا الخلاف كذلك إلى أن آيزنك استخلص مجموعة من العوامل غير المرتبطة (متعامدة) **orthogonal** بينما نجد كاتل يستخلص مجموعة من العوامل المرتبطة (المائلة) **Oblique**.

وهناك اختلاف آخر يجب أن نشير إليه وهو أن كاتل يعتقد أن بناء الشخصية الانسانية يبدأ من أسفل إلى أعلى أي يبدأ من المستوى الأول الذي يساعد على التنبؤ بسلوك الفرد في موقف ما ثم المستوى الثاني الذي يعتمد في تكوينه على المستوى الأول. في حين نجد آيزنك يرى أن بناء الشخصية يبدأ من أعلى إلى أسفل حيث يعطى الأهمية الكبرى للنمط الذي يمكن عن طريقه التنبؤ بسلوك الفرد في موقف ما.

هذا فيما يختص بالموضوع الأول وهـو مـوضـوع البنـاء. أمـا فيما يتعلـق بموضوع القياس وهو الموضـوع الثـاني ومحور اهتمامنـا في هـذا الفصـل مـن الكتاب.

وقبل الدخول إلى تفاصيل عملية القياس وأدوات القياس نحب أن نوضح في شيء من التحديد بعض الأمور التي يجب أن يأخذها في اعتباره الإخصائي سواء عند بناء أداة من أدوات قياس الشخصية أو عند استخدام هذه الاداة وتفسير نتائجها وتحليلها. **إذ أن معظم هـذه الأمـور تمثـل نـوعـاً مـن الصعوبة يجب أن نشير إليه ونحدده:**

١ - هناك صعوبة عامةفي موضوع القياس النفسي على وجه العموم: هي صعوبة الذاتية والموضوعية في القياس، ولكن هذه الصعوبة تتضح وتتجسم في حالة قياس خصائص الشخصية الإنسانية أكثر منها في أي مجال آخر ذلك لأنه في حالة قياس الشخصية يتدخل عامل جديد له أثر واضح هو «ميل الفرد إلى أن يضع نفسه مكان الآخرين» **Empathic tendency** أو ميله إلى الإحساس بشعور الآخرين وهذا ما يؤكد ذاتية الفاحص الذي يقوم ببناء المقياس أو تطبيقه أو تحليل نتائجه وتفسيرها.

فقد يجد الفاحص بعض الاستجابات التي يميل إليها - ولو بصورة لا شعورية - عن طريق تفهم موقف المفحوص أو وضع نفسه في مكانه ومن ثم يعطيها من التفسير أو التعليل ما لا يعطيها لها فاحص آخر لا يميل إلى هـذه الاستجابات أو يميل إليها بدرجة مختلفة. وهذا ما يجعلنا نشير دائماً إلى العوامل الذاتية في قياس الشخصية على أنها عوامل تتصل بالفاحص عن طريق استخدامه لصورة ذاته ومفهومه عن نفسه - الذي يختلف من فرد إلى آخر - كإطار مرجعي يحكم به ويفسر في نطاقه مع ملاحظة أن هذه الذاتية تختلف بإختلاف الطريقة التي تستخدم في قياس الشخصية ففي حالة استخدام طريقة الملاحظة المباشرة أو المقابلة الشخصية نجد بصورة عامة أن أثر العوامل الذاتية

أعلى مما هو عليه في حالات أخرى مثل استخدام طريقة التدريج على سبيل المثال.

٢ ـ الصعوبة الثانية وهي صعوبة نوعية تميز ميدان قياس الشخصية عن ميادين القياس الأخرى. فإذا كانت الصعوبة الأولى هـي ذاتيـة الفـاحـص ـ كما سبق أن أوضحنا ـ فإن هذه الصعوبة تتصل (بذاتية) المفحوص. ولتوضيح ما نرمي إليه نقـول إن هـذه الصعـوبـة تتمثـل فيما يسمـى بميـل المفحوص إلى المعايير الإجتماعية أو ما سماه إدواردز، سنة ١٩٥٧ بعامل الرغبة الاجتماعية **Social dsirability variable** حيث ناقشه في كثير من دراساته وبحوثه وألقى عليه من الضوء ما يستحقه نظراً لأهميته وتأثيره في قياس الشخصية وتقديرها.

وعامل (الرغبة) الاجتماعية أو الميل إلى المعايير الاجتماعية يتمثل في قيام الفرد المفحوص بإظهار أحسن ما فيه أو بمعنى آخر إعطاء الاستجابة التي يقبلها المجتمع ويرغب فيها سواء كانت هذه الاستجابة حقيقية واقعية أو افتراضية مثالية. وقد تمكن إدواردز من خلال دراسته وبحوثه من أن يقلل من أثر هذا العامـل على استجـابـة المفحـوصين وخـاصـة عنـد استخـدام الاستفتاء ـ أو تقييم الذات ـ كطريقة لقياس الشخصية. إلا أن عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية لا يؤثر فقط على الاستجابات المكتوبة ـ المسجلة نظرياً ـ (في حالة الاستفتاء) ولكن يؤثر كذلك على الاستجابات الأدائية كما في حالة الملاحظة: فقد وجد أن المفحوص يتغير أداؤه إلى الأحسن ـ من وجهة نظر المجتمع ـ إذا أحسن أن هناك من يلاحظه أو يقوم بتسجيل أنماط سلوكه. وعلى ذلك فإن ميل المفحوص إلى إعطاء الاستجابة المرغوبة اجتماعياً يعني أن هذه الاستجابة لا تمثل الاستجابة الحقيقية التي كان يجب على المفحوص أن يقدمها.

٣ ـ وهناك صعوبة ثالثة قد لا نعتبرها صعوبة مستقلة بذاتها ولكنها متفرعة من الصعوبة السابقة وهي تتصل بميل الفرد إلى تفضيل استجابة معينة

من بين عدة استجابات مرغوبة اجتماعياً. فقد يكون هناك عدة استجابات يعتقد الباحث أنها متساوية من حيث درجة التفضيل الاجتماعي سواء اعتمد الباحث في ذلك على معالجة نظرية أو مستعيناً بالطرق التي وصفها إدواردز لتحديد درجة الاستجابة على مقياس عامل الميل إلى المعابير الاجتماعية ولكن نجد أن المفحوص له طريقته الخاصة في تفضيل استجابة على استجابة أخرى حتى لو كانت من نفس النوع ومن نفس الدرجة، وهذا ما يسميه روزنبرج بالقيمة الذاتية (أو قيمة الذات) حيث يستخدم كل فرد وسيلة تختلف عما يستخدمه الفرد الآخر من وسائل في اختيار وتفضيل الاستجابة التي يتطلبها موقف معين.

وقد يبدو ذلك للوهلة الأولى كما لو كان خاصية تميز فرداً عن آخر بل كما لو كان سمة من السمات الشخصية التي يجب أن تخضع للقياس والتقدير. ولكن عندما نفكر في الأمر بصورة أكثر عمقاً نجد أنها ليست كذلك.

٤ ـ وهناك موضوع آخر يتصل بقياس الشخصية من حيث التفاصيل ولكن إلى حد ما وهو أن معظم خصائص الشخصية الإنسانية وسماتها ليست سهلة التحديد من حيث المعنى ودقائق المحتويات أو على الأقل لا يمكن تحديدها بالدقة المطلوبة من أجل القياس والتقدير. وكذلك فإن هذه السمات والخصائص متداخلة في بعضها البعض، بحيث يصعب على الإخصائي في كثير من الأحيان أن يضع حدوداً فاصلة واضحة بين كل سمة وأخرى مهما كانت دقته وبراعته، بل أننا نجد بعض الباحثين حديثاً قد رضي بالأمر الواقع واستفاد منه حيث استخدم بعض الاختبارات التي تقيس كل عبارة فيها أكثر من خاصية شخصية في وقت واحد. وهذا ليس حذقاً ومهارة بقدر ما هو قدرة على استخدام الاختبارات الموجودة على أفضل وجه ممكن.

فنحن على سبيل المثال قد نجد صعوبة في توضيح الفرق بين سمة الإنطواء مثلاً وسمة أخرى مثل التردد أو بطء الاستجابة الإجتماعية. وكذلك ما يمكن

أن نسميه حيوية ونشاطاً يسميه البعض الآخر عدوانية ويسميه فريق آخر ميلاً إلى التسلط والسيطرة أو جرأة ومخاطرة واستعراضية وهكذا.

وعلى ذلك فإن ما يعنينا الآن هو موضوع تحديد معنى السمة ومحتوياتها ووضع خطوط فاصلة بينها وبين السمات الشخصية الأخرى وهذا موضوع لا بد وأن يأتي في الدرجة الأولى من الأهمية عندما يفكر الباحث في بناء مقياس لقياس الشخصية الإنسانية أياً كان نوعه وطريقة تطبيقه.

٥ ـ وهناك أمر يجب ألا نغفله بل نعترف به ونعطيه حقه من الأهمية وهو أن ظروف القياس وخاصة في ميدان الشخصية الإنسانية ظروف اصطناعية سواء كانت وسيلة القياس هي الاستفتاء أو المقابلة الشخصية أو الملاحظة أو غير ذلك.

وهذا الاصطناع سوف يؤثر على دقة قياس السمة المفروض أن نقيسها كما تتأثر الخلية الحية عندما تؤخذ من جسم الكائن الحي من أجل دراسة خصائصها تحت المجهر.

وعلى الرغم من هذا فإننا نقول إن عملية القياس بظروفها الراهنة عملية لا بد منها إذ أنه لا يمكن للفاحص أن يلجأ إلى المواقف الطبيعية بصورة مطلقة لدراسة شخصية الإنسان وقياسها وتقديرها لأن في ذلك ـ أي في استخدام المواقف الطبيعية بصورة مطلقة ـ الكثير من الذاتية وعدم الدقة.

٦ ـ ومن الأمور التي يجب أن يهتم بها الإخصائي موضوعان أولها أن السلوك الإنساني ليس سهلاً بسيطاً ـ مهما كان يبدو كذلك ـ فيعزى إلى سمة سخصية واحدة بل أن سلوك الإنسان معقد متشابك من حيث الشكل والموضوع. وثانيهما هو أن السمة الشخصية عادة لا تكون وقفاً على انتاج نمط واحد فقط من السلوك بل هي دائماً عامل مشترك بين عدة أنماط سلوكية ذات صلة منطقية ببعضها البعض. فسمة الثبات الانفعالي على سبيل المثال ليست وقفاً فقط على سلوك الانفعال من حيث الحزن أو البكاء أو الفرح أو

الابتهاج ولكنها أيضاً ذات مسئولية مشتركة مع بعض السمات الأخرى في النمط الاجتماعي الناجح من سلوك الإنسان مثل اشتراكها مع سمة السيطرة في تكوين السلوك الزعامي الناجح.

٧ ـ ومن الموضوعات التي يجب ألا تترك دون إشارة وتنبيه للباحث وبالذات في ميدان قياس الشخصية موضوع صدق المقياس المستخدم حيث أن صدق الأداة ـ كما سبق وأشرنا في مكان آخر من هذا الكتاب ـ هو المحك الأساسي لاعتبار هذه الأداة أو تلك وسيلة قياس حقيقية.

ومشكلة الصدق في مقاييس الشخصية هي مشكلة مفهوم وبناء أكثر منها مشكلة طريقة وأسلـوب ذلك لأن السؤال الذي يطرح نفسه في اختبارات الشخصية ليس هو «ماذا يقيس هذا الاختبار؟» ولكنه «ما معنى السمة التي يحتمل أن يقيسها هذا الاختبار؟»

وبطبيعة الحال فإن من يستخدم مقاييس الشخصية بحكم طبيعة وهدف استخدامه لهذه المقاييس لا ينظر إلى العلاقة المباشرة بين الدرجة التي يعطيها الاختبار وبين الاختبار في حد ذاته من حيث البناء والتكوين ولكنه يحاول دائماً أن يفسر هذه الدرجة بما هو أبعد وأعمق من البناء الظاهري للاختبار. ومن هنا يصبح الأساس في مناقشة مسألة الصدق هو المفهوم أكثر منه بناء الاختبار في حد ذاته. وإذا رجعنا إلى مفاهيم صدق الأدوات وجدناها كما يلي:

أ ـ قدرة الاختبار على قياس ما وضع لقياسه.

ب ـ قدرة المقياس على التميز بين السمة التي يقيسها والسمات الأخرى.

هـ ـ قدرة المقياس على التميز بين طرفى السمة التي يقيسها.

وهنا يتحدد موقف اختبارات الشخصية من حيث موضوع الصدق. فالسمة الشخصية كما أسلفنا يصعب تحديد محتوياتها بالدقة المطلوبة وبدرجة من الكفاءة التشريحية تساعد على توضيح دقائقها كما أنه يصعب كذلك وضع

خطوط وحدود تفصــل بين كل سمة شخصية وتميزها عن غيرها في صورة واضحة محددة كما هو الحال من ميدان القدرات العقلية مثلا، وهذا يمثل عجزا ملموسا في معالجة موضوع الصدق أو الصحة في اختبارات ومقاييس الشخصية.

وإذا أردنا أن نتناول الأمر من زاوية أخرى وهي وجهة نظر عملية التحليل العاملي كمنهج لتحديد صدق الاختبار وصحته كما أشرنا إلى ذلـك في مناقشتنا لاختبارات الذكاء والقدرات فإننا نقول إن صحة المقياس تعني وجود عامل عام يجري في بنود الاختبار ويجمع بينها كما يجمع بين الاختبار واختبارات أخرى أكتسبت صفة المحك الخارجـي، وبـالنسبـة إلى مقاييس الشخصية فإن الأمر يختلف إذ أن هذا العامل العام قد يكون:

أ ـ السمة الشخصية التي من المفروض أن يقيسها الاختبار أو تلك التي يقيسها فعلاً.

ب ـ طريقة خاصة يتميز بها المفحوصون ـ المجموعة أو العينة ـ عند الاستجابة لبنود الاختبار أو وحداته.

هـ ـ عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية **Social desirability variable**.

وهذه الاحتمالات الثلاثة متساوية من حيث فرصة حدوثها ولو أردنا أن ندقق ونفاضل فرصة الحدوث لأي من هذه الاحتمالات لوجدنا أن الاحتمال الأول ـ بناء على مناقشتنا السابقة ـ أقل هذه الاحتمالات فرصة من حيث الحدوث.

ومن هنا كان الاتجاه قوياً بين المشتغلين في ميدان القياس عموماً وقياس الشخصية على وجه الخصوص أن يصفوا صدق اختبارات الشخصية ومقاييسها في إطار الصحة البنائية أو التكوينية ويتضح ذلك من قول كرونباخ وميل «إن تعيين الصدق البنائي أو التكويني للمقياس يعني فحص الخلفية النظرية للاختبار أو بمعنى آخر تعيين وتحديد (المعنى النفسي) للدرجة التي يعطيها الاختبار أو المقياس.

ويعني الباحثان بذلك أنه لا بد من وجود رابطة من نوع ما بين معنى

ومضمون وحدات الاختبار بحيث تتميز عن وحدات أخرى نفترض أنه ليس لها صلة بالسمة المطلوب قياسها.

ولكن هذا الاتجاه لا يقلل من الاتجاه التقليدي الذي يبحث في صدق اختبارات الشخصية في إطار مفاهيم صدق المحك بحيث يكون هذا المحك نوعاً آخر من الاختبارات أو مجموعة الملاحظات التنبؤية التي تصدر عن جماعة من المحكمين الخبراء وفي هذه الحالة لا تزال صعوبة اختلاف مفاهيم السمات واردة وذات أثر.

٨ ـ والصعوبة الأخيرة التي نحب أن نشير إليها هي صعوبة درجة ثبات نتائج اختبارات الشخصية ومدى الوثوق بما نحصل عليه من درجات. ورغم أن هذه المشكلة واردة في ميدان المقياس على وجه العموم إلا أنه في مجال قياس الشخصية تتخذ هذه المشكلة لوناً جديداً بالإضافة إلى أبعادها السابقة. فهناك حوار قوي من جانب كثير من المتخصصين في مجال القياس النفسي يزعم أنه في حالة قياس سمة من السمات الشخصية عن طريق اختبار أو استفتاء **فإنما نقيس اتجاه الفرد نحو مجموعة الاستجابات الخاصة بهذه السمة أو تلك في موقف معين** وعلى ذلك فإن مثل هذا الاتجاه من المتوقع أن يكون قليل الثبات عرضة للتغير بعد فترة زمنية ومن أجل ذلك ما يمكن أن نعتبره عائداً إلى عوامل أخطاء الصدفة في درجات أي اختبار من اختبارات الشخصية قد يكون من المحتمل دالة قابلية اتجاه الفرد نحو مجموعة الاستجابات للتغير وعدم الثبات.

كما يتفرع من ذلك نقطة هامة تتصل بضرورة أن نفرق بين استجابة الفرد للاختبار الذي يقيس سمة شخصية معينة وبين استجابة الفرد للمحتوى الحقيقي للاختبار. وهنا يمكن أن نقول إن استجابات الفرد للاختبار لا بد وأن تكون قليلة الثبات لأنها تتعلق بشكل الاختبار أكثر من محتواه أما استجابات الفرد للمحتوى الحقيقي لا بد وأن تكون أكثر ثباتاً من النوع الأول. ومن هنا نقول إن عملية. حساب معامل ثبات اختبار من اختبـارات

الشخصية أكثر صعوبة من محاولة تعين معامل الثبات لأي اختبار في مجال آخر.

ومما هو معروف أن الطرق المتفق عليها لحساب درجة ثبات نتائج الاختبار هي:

أ - اعادة التطبيق
ب - طريقة الصور المتكافئة
هـ - طريقة التجزئة النصفية
د - طريقة التناسق الداخلي.

فأما عن الطريقة الأولى الخاصة باعادة التطبيق والطريقة الثانية طريقة الصور المتكافئة. فقد يكون أيها ممكناً ولكن إلى حد ما حيث يكون على سبيل المثال أمر إعداد صورة أخرى أو تجهيز العينة لتطبيق ثانٍ من الأمور التي تمثل عبئاً على الفاحص والمفحوص معاً.

أما عن الطريقة الثالثة وهي طريقة التجزئة النصفية فهي طريقة مناسبة بشرط أن يلاحظ الاخصائي اتجاه وحدات الاختبار بالنسبة للإجابة (الصحيحة) والإجابة (الخاطئة) أما عن الطريقة الرابعة وهي طريقة التناسق الداخلي فقد تكون أكثر هذه الطرق صلاحية للاستخدام في حالة اختبارات الشخصية، وعلى الاخصائي أن يلاحظ كذلك اتجاه كل وحدة من وحدات الاختبار بالنسبة للإجابة (الصحيحة) والإجابة (الخاطئة) حيث أنه بناء على ذلك سوف يحسب تباين كل بند، ومن ثم تطبق معادلة كودر وريتشاردسون (رقم ٢٠) كما سبق أن أشرنا في مكان آخر من الكتاب. هذا إذا كانت الإجابة ثنائية أي ١، صفر. أما إذا كانت الإجابة متعددة أي الاحتمال بين ٠ ١ ٢ ٣ ٤ أو مثل ذلك فإنه يتعين على الفاحص أن يستخدم معامل (ألفا) كما سبق أن أوضحنا ذلك.

الصعوبات أو الأمور الثانية التي أشرنا إليها فيما سبق لم نقصد بها أن نقول إن عملية قياس الشخصية هي عملية لا يمكن أن تتم بسهولة ولكن أردنا

أن نوضح مجموعة من الأمور يجب أن يأخذها الإخصائي في حسابه عند قياس الشخصية أو عند محاولته بناء إحدى الأدوات الخاصة بهذا القياس. وهذه الأمور منها ما هو نظري بحيث يقوم على التصور الممكن لوظيفة أدوات القياس وبنائها وخصائصها ومنها ما هو تطبيقي مشتق من واقع الخبرة في مجال التعامل مع أدوات القياس.

كان هذا فيما يختص بالموضوع الثاني وهو موضوع القياس. أما عن الموضوع الثالث وهو موضوع التنبؤ فإن الاهتمام الذي يجب أن يوليه الاخصائي لاختبارات الشخصية كأدوات تنبؤيه يدخل غالباً بالإخصائي إلى الميادين التطبيقية من دراسات الشخصية مثل التوجيه المهني أو الصناعي أو التربوي وكذلك التطبيقات العلاجية والاستشارية والاكلينيكية. وسوف نشير إلى موضوع التنبؤ في عمومية لا تدخلنا إلى أي من هذه المجالات بالتفصيل كما لا تجعلنا نهمل التنبؤ القائم على عملية القياس في أي منها.

والتنبؤ من العمليات العلمية التي تعتمد على عدة خطوات يمكن تلخيصها كما يلي:

١ - قياس مجموعة من الأبعاد مثل خصائص الشخصية أو القدرات العقلية أو غير ذلك من الأبعاد التي تحدد سلوك الفرد في مواقف محددة من نوع المواقف التي يحتمل أن يتعرض لها الفرد بعد اعداده للقيام بآداء معين.

٢ - قياس العلاقة القائمة بين هذه الأبعاد من حيث الكم بمعنى الحصول على تقدير كمي محدد للعلاقة التي يحتمل أن تكون قائمة بين مجموعة الخصائص الشخصية أو القدرات أو الأبعاد الأخرى. كما يتطلب الأمر أيضاً تحديد نوع واتجاه هذه العلاقة حتى نحصل على ما يشبه تصنيف هذه الأبعاد إلى متغيرات مستقلة وأخرى تابعة.

٣ - استخدام الأدوات الإحصائية المناسبة (الانحدار أو الاسقاط) وكذلك جداول التنبؤ كما سبق الإشارة إليها في مكان آخر من هذا الكتاب،

وبناء على هذه الأدوات والجداول يمكن للإخصائي أن يقترح نموذجاً متوقعاً (أو يمكن التنبؤ به) لأداء الفرد في موقف مستقبلي.

ومما يجب أن نشير إليه هنا أن عملية التنبؤ هي في واقع الأمر عملية إفادة بالنسبة لأداة القياس التي قامت على أساسها إذ أنها ـ أي عملية التنبؤ ـ يمكن أن تؤخذ كدليل على صدق الاختبار وصحته. ومن هذه الزاوية يجب أن ننظر إلى موضوع التنبؤ وكيف يمكن أن يقوم على أساس أداة أو مجموعة أدوات من أدوات القياس، كما يمكن أيضاً أن يكون وسيلة جيدة لإعادة النظر في بناء أداة أو مجموعة أدوات من أدوات القياس إذا أخذ كدلالة من دلالات صدق الأداة.

ومن هذا ربما يكون الأمر واضحاً عندما قلنا أن الأبعاد الثلاثة الرئيسية للدراسة العلمية للشخصية الإنسانية هي البناء والقياس والتنبؤ.

قياس الشخصية عن طريق القوائم والاستفتاءات:
Inventories and Questionnaires

من الطرق الشائعة كثيرة الاستخدام في ميدان قياس الشخصية الإنسانية طريقة الاستفتاء أو تقيم الذات. وفي هذه الطريقة يقوم الفرد بتقديم (تقرير) **موضوعي** عن ذاته وخصائصه عن طريق مفردات أو وحدات الاستفتـاء أو الاختبار أو القائمة. كما تعتبر هذه الطريقة أيضاً من الطرق التي تعتمد عليها معظم الدراسات أو البحوث التي تهتم بخصائص الشخصية كمتغير من متغيرات الدراسة.

ويمكن تصنيف الاستفتاءات أو القوائم حسب السهولة أو التعقيد بالنسبة لما تقيس من خصائص:

أ - استفتاءات أحادية السمة:

وهي تلك التي تقيس سمة شخصية واحدة وتعتمد في بنائها على نظرية تكوين الشخصية من سمات أو خصائص وليس أنماطاً محددة. وهي بهذاتعبر عن وجهة نظر معينة في بناء الشخصية.

وهذا النوع من الاستفتاءات والقوائم يغطى العناصر والمكونات السلوكية لسمة من سمات الشخصية مثل القدرة الإجتماعية أو الثبات الانفعالي أو غير ذلك. ومن أمثلة هذه الاستفتاءات **استفتاء وودورث لقياس القلق والاضطراب العاطفي**. ومما يميز هذا الاستفتاء أن وحداته قد أخذت وطورت من واقع الخبرة العيادية والعلاجية في علم النفس. ومن أمثلة هذه الوحدات:

١ - هل تمتعت بطفولة سعيدة؟	نعم لا
٢ - هل تشعر بالخوف عندما تعبر جسراً فوق النهر؟	نعم لا
٣ - هل هناك أحد من أسرتك يدمن المخدرات؟	نعم لا
٤ - هل تخشى أحياناً أن تصاب بمرض عقلي؟	نعم لا
٥ - هل تشعر دائماً أن هناك من يحاول إيذاءك؟	نعم لا
٦ - هل يحدث أن تمشي وأنت نائم	نعم لا
٧ - هل تعاني أحياناً من اضطراب في قوة الإبصار	نعم لا
٨ - هل تشعر دائماً أنك في صحة جيدة	نع لا

ومن الأمثلة الأخرى الجيدة **أستفتاء تايلور لقياس القلق الظاهري**. وهذا الاستفتاء يحلل القلق الظاهري إلى عدة عناصر أهمها:

١ - برودة الكفين والقدمين
٢ - تصبب العرق البارد
٣ - آلام المعدة (المغص)
٤ - سرعة نبضات القلب

٥ ـ الاحساس الدائم بما يشبه الجوع
٦ ـ الشعور بالخوف من المجهول.
٧ ـ فقدان النوم بسبب التفكير في موضوع ما
٨ ـ فقدان الشهية
٩ ـ عسر الهضم والإسهال.
١٠ ـ عدم القدرة على البقاء في مكان واحد لمدة طويلة.

ويتضح في هذا الاستفتاء (أو المقياس) الاتجاه إلى تحليل السمة المطلوب قياسها إلى مجموعة من العناصر البسيطة التي تدور حولها مفردات المقياس. ومن الأمثلة الأخرى **مقياس (جوخ) في المسئولية الاجتماعية** حيث يتناول أبعاد هذه السمة الشخصية ويضعها في مواقف إجرائية تقترب من مفاهيم ومدركات المفحوص ومن أهم هذه المواقف هي:

١ ـ المحافظة على المرافق العامة
٢ ـ مراعاة شعور الناس في الأماكن العامة
٣ ـ المحافظة على نظافة الشوارع والمباني.
٤ ـ طاعة تعليمات شرطي المرور (أو التعليمات المرورية عامة)
٥ ـ الالتزام بالإشارات المكتوبة في المكاتب الحكومية أو غيرها أو المكتبات.
٦ ـ الوفاء بالالتزامات نحو الآخرين.

وهناك مثال آخر **هو مقياس (لارد) في القدرة على تحمل المسئولية** وهذا الاستفتاء يعتمد على أسلوب آخر غير الاسلوب البسيط الذي تكون فيه الاستجابة ثنائية مثل نعم ـ لا. وهو أسلوب آخر تكون فيه الاستجابة متعددة وليست ثنائية بمعنى أن يختار المفحوص استجابة واحدة من بين عدة استجابات مطروحة. فعلى سبيل المثال:

- ما هو موقفك من مسئولية ما؟
أ - أحاول أن اتجنبها
ب - لا يهمني أن أقبلها أو أرفضها
جـ - أقبلها إذا فرضت علي
د - أحب أن أقبل هذه المسئولية
هـ - أرحب جداً بتحمل هذه المسئولية.

وعلى المفحوص أن يعين استجابة واحدة من هذه الاستجابات الخمسة.

ومثال آخر هو **مقياس الانطواء الاجتماعي الذي أعده فرايد وآخرون** وهو عبارة عن مجموعة من التجمعات السلوكية التي تتصل بالعناصر التالية:

١ - الإحساس بالخجل
٢ - أحلام اليقظة
٣ - الإبتعاد عن المناسبات الاجتماعية
٤ - التردد والحركة البطيئة
٥ - عدم الميل إلى المبادأة في الحديث
٦ - الإحساس بالذات
٧ - الشعور بالتعب والاجهاد بصورة شبه دائمة
٨ - الحرص على تجنب مواجهة المتاعب
٩ - الابتعاد عن الممارسة والتجريب في الأمور الاجتماعية

والحقيقة أن القوائم أو الاستفتاءات التي تقيس سمة شخصية واحدة تعتبر من المقاييس قليلة التداول إلا إذا كان المجال يتصل ببحث علمي يتطلب قياس هذه السمة دون غيرها. ولذلك سوف نتطرق إلى النوع الآخر من القوائم والاستفتاءات وهو:

ب ـ استفتاءات متعددة السمات:

وهذا النوع يقيس أكثر من سمة واحدة في وقت واحد ويضم عدداً كبيراً من البنود أو العبارات ويهدف إلى تقدير شامل لشخصية الفرد من جوانب متعددة بحيث يمكن أن نحصل على ما يسمى تجاوزاً « درجة عامة للشخصية » وغالباً ما يستخدم هذا النوع من الاستفتاءات في عمليات أبعد وأوسع من البحوث العلمية البحتة حيث يستخدم في مجالات التوجيه والإرشاد المهني أو الوظيفي أو الصناعي وفي المجالات الاكلينيكية المختلفة.

ويمكن أن نميز بين نوعين من هذه الاستفتاءات التي تقيس أكثر من سمة:

١ ـ استفتاء مركب من أكثر من استفتاء بسيط واحد أي من أكثر من استفتاء كل منها تقيس سمة واحدة أو بمعنى آخر تجمع هذه العبارات جميعاً لتكون مقياساً مركباً.

وهذا النوع من الاستفتاءات المركبة يمكن إعادة تصنيفه إلى استفتاءات بسيطة إذا أراد الباحث ذلك. كما أنه يمتاز أيضا بسهولة التصحيح للحصول على درجة مباشرة للمفحوص.

وربما كان أبرز مثال من **هذا النوع « قائمة مينسيوتا متعددة الأوجه M.M.P.I** وهو مقياس من أعداد هاثاواى وماكينلي وترجم إلى العربية واستخدم في كثير من الدراسات المتخصصة والدراسات العامة.

وهناك أكثر من صورة من هذا المقياس ولكن الصورة الشائعة الاستخدام تتكون من ٥٥٠ عبارة تغطي الكثير من النواحي السلوكية والاهتمامات والاتجاهات الاجتماعية بالاضافة إلى ١٦ عبارة مكررة وضعت لتيسير عملية تصحيح المقياس بالطريقة الآلية.

ولكل عبارة من العبارات ثلاثة استجابات هي صحيح، خطأ، لا أدري ويستغرق إجراء المقياس ما بين نصف ساعة إلى ساعتين وذلك حسب ظروف الفرد المفحوص.

وتقيس قائمة متيسوتا مجموعة من الخصائص الشخصية مثل هوس المرض والاكتئاب والميول الهيستيرية والانحراف النفسي المرضي والذكورة والأنوثة والبارانويا والهبوط النفسي والانفصام.

وقد بني هذا المقياس عن طريق استخدام جماعات المحك Criterion grps وهذه الفكرة تتلخص في مقارنة استجابات أفراد مجموعة المحك باستجابات أفراد مجموعة أخرى تسمى المجموعة الضابطة ومن ثم يتم اختيار البنود أو العبارات التي تميز بين أفراد المجموعتين لإعداد المقياس.

وللتوضيح فإن إحدى هذه المجموعات (المحك) على سبيل المثال تتألف من أفراد ذوي مشكلات واضحة تتعلق بالخوف من المرض والحرص الشديد على نواحي الصحة الجسدية أو بمعنى آخر مجموعة من المصابين بهوس المرض تقارن استجاباتها لأسئلة المقياس باستجابات مجموعة أخرى يمكن أن تعتبر عادية من حيث هذه الأعراض وعلى ذلك يتم اختيار العبارات التي تميز هذه المجموعة عن تلك وتسمى هذه العبارات بمقياس هوس المرض وهكذا بالنسبة للمقاييس الفرعية الأخرى.

ويجب أن نشير إلى أن مجموعة العبارات الأصلية التي تكون منها المقياس الكلي (العام) قد أخذت من أوصاف الأعراض المرضية والاضطرابات الشخصية والتي يمكن أن توجد في المراجع العلمية والسجلات المتخصصة في ميادين الطب النفسي وعلم النفس الأكلنيكي. وبالإضافة إلى هذه العبارات التي تتصل بميدان علم النفس المرضي هناك عبارات أخرى أخذت من مصادر مختلفة تتصل بالإتجاهات الشخصية والاجتماعية وسمات الشخصية الأخرى.

ويشمل المقياس العام ١٤ مقياساً فرعياً: الأربعة الأولى منها تسمى عادة مقاييس الصدق أو الصحة، حيث تكون الدرجة العالية على أي من هذه المقاييس الأربعة بمثابة تقليل من صدق المقاييس العشرة الباقية وتسمى المقايس الاكلينيكية وهي:

١ ـ مقياس هوس المرض
٢ ـ مقياس الاكتئاب
٣ ـ مقياس الهيستيريا
٤ ـ مقياس الانحراف السيكوباتي
٥ ـ مقياس الذكورة والانوثة
٦ ـ مقياس البارانويا
٧ ـ مقياس الهبوط النفسي
٨ ـ مقياس الانفصام
٩ ـ مقياس الهيبومانيا (النشاط الزائد وسرعة الاستثارة)
١٠ ـ مقياس الانطواء الاجتماعي.

وهنا يجب أن نلاحظ المصادر التي اشتقت منها العبارات أو البنود والطريقة التي بني بها المقياس كما سبق أن أوضحنا.

ومن الأمثلة الأخرى في هذا المجال **قائمة كاليفورنيا النفسية CPI California Psychological Inv.** التي تتألف من ٤٨٠ بنداً وقد تم إعدادها بنفس الطريقة التي أعدت بها قائمة مينيسوتا متعددة الأوجه مع وجود اختلاف من حيث تكوين مجموعات المحك التي يتم اختيار البنود على أساس اختلافات الاستجابات فيها عن مجموعات أخرى ففي حالة قائمة مينيسوتا كانت مجموعات المحك من المجموعات ذات التشخيص المرضي أما في حالة قائمة كاليفورنيا فقد تم إعداد بعض هذه المجموعات بناء على تدريجات وأراء الآخرين. فعلى سبيل المثال كان يطلب من هؤلاء الآخرين تعيين الأفراد الذين يتميزون تماماً عن غيرهم بالقدرة على تحمل المسئولية مثلاً ومن ثم يعتبر هؤلاء الأفراد مجموعة المحك. ويتم مقارنة استجاباتهم باستجابات الأفراد الآخرين الذين لا يتميزون بهذه الدرجة من هذه القدرة. وتشمل قائمة كاليفورنيا ١٨ مقياساً فرعياً هي:

١ - مقياس السيطرة
٢ - مقياس المكانة
٣ - مقياس القدرة الإجتماعية
٤ - مقياس الحضور الاجتماعي
٥ - مقياس تقبل الذات
٦ - مقياس الشعور بالكيان الجيد
٧ - مقياس القدرة على تحمل المسئولية
٨ - مقياس التنشئة الاجتماعية
٩ - مقياس ضبط النفس
١٠ - مقياس التحمل والمجاراة (التسامح)
١١ - مقياس الانطباع الجيد.
١٢ - مقياس الإحساس بقوة الجماعة (الانتماء)
١٣ - مقياس الانجاز عن طريق المسايرة
١٤ - مقياس الانجاز عن طريق الاستقلالية (الاعتماد على النفس)
١٥ - مقياس الكفاءة العقلية
١٦ - مقياس العقلية السيكلوجية
١٧ - مقياس المرونة
١٨ - مقياس الأنوثة.

والحقيقة أن عدداً لا بأس به من مفردات هذه القائمة (حوالي ٢٠٠ بند) قد أخذ بصورة أو بأخرى من قائمة مينيسوتا ومن ثم فإن طريقة التصحيح لا تختلف كثيراً في الحالتين.

ومن الأمثلة الأخرى **مقياس كاتل (16PF)** الذي يقيس ستة عشر بعداً من أبعاد الشخصية وله عدة صور ولكن الصورة (أ) الأكثر استخداماً تتكون من ١٨٧ بنداً ويمثل كل بعد من الأبعاد الستة عشر من ١٠ - ١٣ بنداً وقد طور هذا المقياس عن طريق منهج التحليل العاملي حيث كانت

العوامل مرتبطة (أو مائلة) وليست مستقلة عن بعضها البعض (متعامدة) وعلى هذا فإن الدرجات التي نحصل عليها من المقاييس الفرعية المختلفة ليست مستقلة عن بعضها البعض ولكنها مرتبطة ولا بد أن يؤخذ هذا في الاعتبار عن استخدام الاختبار وتفسير درجاته.

والمقاييس الفرعية التي يتكون منها هذا المقياس هي:

١ - مقياس القدرة العقلية
٢ - مقياس الثبات العاطفي
٣ - مقياس الاعتداد بالنفس
٤ - مقياس اليقظة والحذر والانتباه
٥ - مقياس المحافظة
٦ - مقياس قوة الأنا الأعلى
٧ - مقياس الجرأة والاقدام
٨ - مقياس الواقعية (واقعي)
٩ - مقياس الثقة في الآخرين
١٠ - مقياس الميل العملي (غير خيالي)
١١ - مقياس الاستقامة (غير الخبث)
١٢ - مقياس الميل إلى التجريب والممارسة
١٣ - مقياس الاكتفاء الذاتي
١٤ - مقياس ضبط الذات
١٥ - مقياس التوتر
١٦ - مقياس الهدوء والخلو من عوامل الإثارة.

ومثال آخر **هو مقياس جيلفورد وتسمرمان Guilford-Zimmerman** الذي يتكون من ٣٠٠ عبارة ويشمل عشر اختبارات فرعية ومعظم هذه العبارات مأخوذ من اختبارات ومقاييس أخرى، وذلك في محاولة لضم البنود أو العبارات التي ترتبط مع بعضها البعض في مقياس واحد، ولو أن

الدرجات التي نحصل عليها من المقاييس الفرعية المختلفة لا ترتبط ببعضها البعض. وهذه المقايس الفرعية هي:

١ - مقياس النشاط العام
٢ - مقياس المهانعة
٣ - مقياس السيطرة والتسلط
٤ - مقياس الميل الاجتماعي (القدرة الاجتماعية)
٥ - مقياس الثبات الانفعالي
٦ - مقياس الموضوعية
٧ - مقياس العلاقات الطيبة
٨ - مقياس التفكير الجيد
٩ - مقياس العلاقات الشخصية
١٠ - مقياس الذكورة

ومثال آخر هو **قائمة موزلي للشخصية Maudsley (MPI) Personality Inventory** وتتكون من ٤٨ بنداً وتضم مقياسين فرعيين لقياس العصابية والانبساط الاجتماعي بين طلبة الجامعات ونتائج المقاييس الفرعية غير مرتبطة (مستقلة عن بعضها البعض).

ومثال آخر هو **قائمة إدواردز للشخصية (EPI)**
Edwards Personality Inventory
وهذه القائمة تقيس عدداً كبيراً من خصائص الشخصية التي تميز الفرد العادي عن غيره من الأفراد العاديين أيضاً.

وتتكون هذه القائمة من خمسة اختبارات فرعية، وكل اختبار يحتوي على ٣٠٠ بنداً. وتغطي القائمة جميعها ٥٣ سمة من السمات الشخصية المختلفة وقد طورت هذه القائمة عن طريق منهج التحليل العاملي ودرجاتها غير مرتبطة أي مستقلة عن بعضها البعض. وتستخدم هذه القائمة في ميادين عديدة ومختلفة

وخاصة ميادين الإرشاد والتوجيه في مجالات الوظيفة والصناعة والمهنة بجانب الميادين الأكاديمية الأخرى من بحوث أو دراسات.

والاختبار الأول والثاني يغطي ١٤ مقياساً فرعياً والاختبار الثالث يشمل ١١ مقياساً فرعياً والرابع يشمل على ١٥ مقياساً فرعياً والخامس يضم ١٣ مقياساً فرعياً.

والاختبارات والمقاييس الفرعية كما يلي:

أ - الاختبارات الأول والثاني وفيهما المقاييس الفرعية التالية:

١ - مقياس التنظيم والترتيب
٢ - مقياس التوجه العقلي
٣ - مقياس المثابرة
٤ - مقياس الثقة بالنفس
٥ - مقياس الاهتمامات والميول الثقافية (الحضارية)
٦ - مقياس الاهتمام بأن يكون محور انتباه الآخرين
٧ - مقياس الخلو من القلق
٨ - مقياس المسايرة
٩ - مقياس القدرة الزعامية
١٠ - مقياس العطف على الآخرين
١١ - مقياس الاهتمام بإعطاء انطباع جيد عند الآخرين
١٢ - مقياس البحث عن خبرات جديدة
١٣ - مقياس الميل إلى الوحدة (العزلة)
١٤ - مقياس الاهتمام بسلوك الآخرين.

ب - الاختبار الثالث ويشمل المقاييس الفرعية التالية:

١ - مقياس القلق على ما يقوم به من عمل
٢ - مقياس تجنب مواجهة المشاكل

٣ - مقياس الميل إلى الكمال
٤ - مقياس شرود الذهن
٥ - مقياس الحساسية للنقد
٦ - مقياس الميل إلى الروتين
٧ - مقياس الميل إلى أن يتعاطف معه الآخرون
٨ - مقياس تجنب الحوار أو الجدل
٩ - مقياس القدرة على إخفاء المشاعر
١٠ - مقياس التأثر بالآخرين (بسهولة)
١١ - مقياس الإحساس بأن الأخرين لا يفهمونه تماماً.

هـ - الاختبار الرابع ويشمل المقاييس الفرعية التالية:

١ - مقياس الواقعية للنجاح
٢ - مقياس التأثر بالمكانة
٣ - مقياس البحث عن تحقيق الذات (اعتراف الآخرين به)
٤ - مقياس كفاءة التخطيط للعمل
٥ - مقياس التعاون
٦ - مقياس التنافس
٧ - مقياس التوضيح والتحليل
٨ - مقياس الإحساس بالعلوية والعظمة
٩ - مقياس القدرة المنطقية
١٠ - مقياس المسئولية
١١ - مقياس التمركز حول الذات
١٢ - مقياس العلاقات الاجتماعية (تكوين الأصدقاء بسهولة)
١٣ - مقياس استقلالية الرأي
١٤ - مقياس الاجتهاد في العمل
١٥ - مقياس العناية بالمظهر.

د - الاختبار الخامس ويشمل المقاييس الفرعية التالية:

١ - مقياس نقد الذات
٢ - مقياس نقد الآخرين
٣ - مقياس النشاط
٤ - مقياس الحديث عن الذات
٥ - مقياس الغضب
٦ - مقياس مساعدة الآخرين
٧ - مقياس الاهتمام بما يملكه
٨ - مقياس فهم الذات
٩ - مقياس مراعاة شعور الآخرين
١٠ - مقياس الاستقلالية
١١ - مقياس الخجل الاجتماعي
١٢ - مقياس المعلومات العامة
١٣ - مقياس الأخلاق الفاضلة.

وتختلف هذه القائمة عن غيرها من قوائم الشخص في عدة اعتبارات أهمها أن هذه القائمة لا تحتوي أي عبارات يمكن أن تصنف على أنها تتصل بالأمور الشخصية البحتة أو التي تسبب الحرج للمفحوص مثل المسائل الدينية أو الصحية. وكذلك نجد أن عبارات هذه القائمة تساعد إلى حد كبير على موضوعية الاستجابة بمعنى أن يطلب من المفحوص أن يقرر فيما يختص بأراء الآخرين في وصفهم له. بالإضافة إلى ذلك فإن كل عبارة من عبارات هذه القائمة تختلف عن العبارات الأخرى (من المقاييس الفرعية الأخرى) فيما تقيسه فلا يجوز تصحيح العبارة أكثر من مرة تحت أكثر من مقياس فرعي واحد كما يحدث في بعض حالات القوائم الأخرى.

وقد اشتقت عبارات هذه القائمة من ثلاث مصادر رئيسية هي:

ـ تحليل نتائج المقابلات الشخصية مع مجموعات من الأفراد حول الخصائص الشخصية لبعض الناس الذين يعرفونهم جيداً ويحتكون بهم دائماً.

ـ ما كتب في سجلات تاريخ حياة الأفراد أو مذكراتهم عن خبراتهم وتقييمهم لأنفسهم.

ـ ما كتب خصيصاً لوصف بعض الشخصيات وخصائصهم وسماتهم.

ومما يجب الإشارة إليه أن العدد الأصلي للعبارات كان حوالي ٢٨٠٠ عبارة.

ومثال آخر **هو قائمة «بحوث الشخصية» PRF**
The personality Research From.

وهي ذات صورتين أ ، ب وكلاهما يقيس نفس الأبعاد وكل صورة تتكون من ٣٠٠ عبارة وعدد الأبعاد أو السمات التي تقيسها هو ١٥ بعداً، وهي كما يلي:

١ ـ التحصيل والانجاز
٢ ـ الإنتماء
٣ ـ العدوانية
٤ ـ الاستقلالية
٥ ـ التسلط والسيطرة
٦ ـ الاحتمال والجلد
٧ ـ الاستعراضية
٨ ـ تجنب الأذى
٩ ـ الاندفاعية
١٠ ـ التنشئة
١١ ـ النظام
١٢ ـ اللعب

١٣ ـ الاعتراف الاجتماعي
١٤ ـ التفهم
١٥ ـ الندرة (عد التكرر)

وقد أضيف إلى ما سبق سبعة مقاييس أخرى هي:

١ ـ الإحساس بالهبوط أو التدني
٢ ـ التغير
٣ ـ البناء المعرفي
٤ ـ الدفاعية
٥ ـ الحساسية والشعور
٦ ـ المؤازرة
٧ ـ الرغبة الاجتماعية

ومثال آخر **هو اختبار جيلفورد ومارتن** حيث تم إعداده ليقيس عدة عوامل شخصية هي:

١ ـ الانكماش الاجتماعي
٢ ـ التفكير الانطوائي
٣ ـ الاكتئاب
٤ ـ اللامبالاة
٥ ـ النشاط الاجتماعي
٦ ـ السيطرة والتسلط
٧ ـ اتجاهات الذكورة
٨ ـ الاحساس بالنقص
٩ ـ التوتر والقلق

ومثال آخر هو **اختبار (بويد) الذي صمم** أساساً ليقيس عشرين عنصراً من عناصر الشخصية ولكن (ثرنون) أمكنه فيما بعد عن طريق منهج

التحليل العاملي أن يضغط هذه العناصر العشرين إلى أربعة عناصر أساسية هي:

١ ـ الميول العصابية
٢ ـ عدم القدرة على تحمل المسئولية
٣ ـ الاهتمام الزائد بالأمور البسيطة
٤ ـ اختلافات الجنس

فيما سبق من فقرات استعرضنا مجموعة من القوائم والمقاييس والاستفتاءات المركبة التي تقيس أكثر من خاصية شخصية واحدة بحيث أن كلا من هذه الأدوات المركبة مكونة من مجموعة من المقاييس الفرعية أو الاستفتاءات أحادية السمة.

ونشير إلى الآن إلى نوع آخر من الاستفتاءات أو القوائم يزعم أصحابها أن العبارة الواحدة في هذا الاستفتاء أو ذاك تقيس أكثر من سمة شخصية في وقت واحد بناء على درجات مختلفة تعطي لاستجابات المفحوصين للعبارة.

وعلى ذلك فإن مثل هذا الاستفتاء ليس استفتاء مركباً من عدة استفتاءات بسيطة ولكنه من ناحية الشكل استفتاء بسيط وكل عبارة من عباراته لها استجابة واحدة يختارها المفحوص ولكن هذه الاستجابة لها أكثر من تفسير.

ومن أمثلة هذا النوع اختبار (بيرنرويتر) حيث يقيس هذا الاختبار أربع سمات شخصية هي:

١ ـ الميول العصابية
٢ ـ الانطواء
٣ ـ السيطرة والتسليط
٤ ـ الاعتماد على النفس

ويتألف هذا الاختبار من ١٢٥ عبارة تقيس كل عبارة منها الخصائص الشخصية الأربعة المشار إليها. ولكل عبارة ثلاث استجابات مختلفة هي نعم ـ لا ـ غير متأكد. ويقوم الفرد المفحوص بقراءة كل عبارة واختيار استجابة واحدة فقط من هذه الاستجابات الثلاثة. ولنأخذ المثال التالي على سبيل التوضيح:

العبارة	الاستجابة		
هل تراودك أحلام اليقظة كثيراً؟	نعم	لا	غير متأكد

ويتم تفسير استجابة المفحوص (وتصحيحها) أو اعطائها الدرجة كما يلي:

الاستجابة	السمة الشخصية			
	ميول عصابية	انطواء	سيطرة	اعتماد على النفس
نعم	+ ٥	+ ٣	− ١	+ ١
لا	− ٤	− ٤	+ ١	− ١
غير متأكد	− ٢	صفر	+ ٢	+ ٢

وهذا يعني أن الفرد المفحوص إذا كان اختباره للاستجابة (نعم) لهذا السؤال أي أن أحلام اليقظة تراوده كثيراً. فإن:

هذا الفرد عنده ميول عصابية موجبة	+ ٥
هذا الفرد عنده ميل للانطواء	+ ٣
هذا الفرد عنده ميل للخضوع (عكس السيطرة)	− ١
هذا الفرد عنده ميل بسيط للاعتماد على النفس	+ ١

ثم نلاحظ أيضاً أنه يمكن تفسير استجابة الفرد لو أنه اختار (لا) ـ أي لا تراوده أحلام اليقظة ـ وذلك على النحو التالي:

هذا الفرد ليس عنده ميول عصابية	− ٤
هذا الفرد عنده ميل للانبساط الاجتماعي	− ٤
هذا الفرد عنده ميل بسيط للسيطرة	+ ١

هذا الفرد لا يميل كثيراً إلى الاعتماد على نفسه
(يميل إلى تكليف غيره بأعمال معينة) ـ ١

وقد قام (بيرنرويتر) باختبار هذه الأوزان بناء على استخدام طريقة مقارنة طرفي السمة التي يقيسها بطرفي سمة مماثلة في اختبارات وقوائم واستفتاءات أخرى.

وقد قام فريق من الباحثين المهتمين بهذا النوع من المقاييس بدراسة هذا الاختبار وتحليل نتائجه حيث اتضح أن عنصر الميول العصابية يقترب كثيراً من عنصر الانطواء حيث يبلغ معامل الارتباط بينهما حوالي ٠,٩٣ واتضح كذلك أن عنصر السيطرة يرتبط ارتباطاً سالباً بالميول العصابية والانطواء. حيث نجد أن معامل الارتباط بين عنصر السيطرة والميول العصابية هو ـ ٠,٨١ ومعامل الارتباط بين السيطرة والانطواء هو ـ ٠,٦٧ واتضح كذلك أن خاصية الاعتماد على النفس تكاد تكون خاصية متميزة بذاتها ولو أنها ترتبط بعض الشيء بعنصر السيطرة ارتباطاً موجباً، حيث نجد أن معامل الارتباط بين الاعتماد على النفس والميول العصابية، والانطواء، والسيطرة هي على الترتيب: ـ ٠,٤١، ـ ٠,٣٢، + ٠,٥٨

وقد قام فلاناجان ـ وهو أحد الدارسين النابهين في القياس النفسي ـ بدراسة هذا الاختبار عن طريق استخدام منهج التحليل العاملي ومنهج تحليل التجمعات (سبق الإشارة إلى كل منهما) فوجد أن هذا الاختبار يقيس عنصرين فقط وليس أربعة كما يقول (بيرنروبتر) وهذان العنصران هما:

١ ـ عنصر مركب من العصابية والانطوائية والاستسلام وعدم الاعتماد على النفس.

٢ ـ عنصر القدرة الاجتماعية.

وبعد أن صنفنا استفتاءات الشخصية إلى استفتاءات تقيس سمة واحدة (أحادية السمة) وأخرى تقيس أكثر من سمة (متعددة السمات) نعود ونصنف هذه الاستفتاءات إلى:

١ - الاستفتاءات (أو المقاييس) التحليلية Rational

٢ - الاستفتاءات (أو المقاييس) التجربية Emperical

مع ملاحظة أن الاختلاف بين هذين النوعين اختلاف أساسي من حيث طريقة البناء والتكوين بالإضافة إلى الاختلاف في أهداف عملية القياس في كل منهما.

أما عن الاستفتاءات أو المقاييس التحليلية نجد أن الهدف الأساسي من بناء مثل هذا المقياس هو القياس الدقيق للفروق الفردية بالنسبة لسمة أو خاصية من خصائص الشخصية ذات الأهمية النظرية أو العلمية والتي لا يمكن قياسها بدقة بواسطة الطرق المتاحة.

ويتطلب بناء مثل هذا المقياس تحديد وتعريف السمة أو الخاصية المطلوب قياسها بصورة اجرائية بحيث تتضح طبيعة هذه السمة وبنائها وتكوينها ومن ثم يمكن اقتراح البنود أو العبارات التي تكون المقياس المطلوب.

ومن الواضح كذلك أنه عندما يتم تعريف السمة وتحديدها واقتراح البنود التي تكون المقياس أو الاستفتاء فإنه يأتي بعد ذلك سؤال على قدر كبير من الأهمية بالنسبة لهذا النوع من المقاييس والسؤال هو إلى أي مدى يختلف الأفراد الذين يمتلكون قدراً كبيراً من سمة معينة عن أولئك الذين يمتلكون قدراً بسيطاً من هذه السمة؟ وبمعنى آخر ما هي أنواع السلوك أو ردود الأفعال التي تجعلنا نعتقد أن الفرد (أ) مثلاً يمتلك قدراً عالياً من هذه السمة أو الخاصية بمعنى آخر ما هي أنواع السلوك أوردود الأفعال أو الاستجابات التي تميز الفرد (أ)عن الفرد (ب) بفرض أن (أ) ينتمي إلى الذين يمتلكون قدراً عالياً من هذه السمة والفرد (ب) من الذين لا يمتلكون هذا القدر من السمة.

وعليه فإنه إذا تمكنا من تحديد هذه الأنواع من السلوك وردود الأفعال والاستجابات فإننا نكون بذلك قد أعددنا العبارات أو البنود التي تصف

الفرد (أ) ولا تصف الفرد (ب) أو تصف الفرد (ب) ولا تصف الفرد (أ)؛ ومن ثم يمكننا بالتالي تحديد اتجاه استجابة كل بند من حيث قياسة لهذه السمة: بمعنى هل الإجابة (بنعم) على هذا البند سوف تمثل استجابة الأفراد مثل الفرد (أ) أو أن الأمر غير ذلك. والحقيقة أنه في حالة تحديد السمة وتعريفها بدقة ووضوح سوف لا تكون هناك أي صعوبة في تصنيف البنود أو العبارات حسب اتجاه القياس. ومما يجب أن نشير إليه هو أن هذه المجموعة من البنود تسمى «المجموعة الأصلية لبنود المقياس» وعليها تجري التطبيقات الأولية أو الاجراءات الاستطلاعية من أجل الوصول بالمقياس إلى صورته النهائية.

هذا فيما يختص بالاستفتاءات أو المقاييس التحليلية. أما بخصوص الاستفتاءات أو المقاييس التجريبية فإنها تبنى من أجل الحصول على درجات يمكن دراسة مدى ارتباطها بدرجات أخرى على مقياس آخر أياً كا هذا المقياس الآخر. وغالباً ما تكون هذه الدرجات الاخرى تمثل متغيراً ثنائياً أي تمثل مجموعة من الأفراد تتميز بخاصية أو سمة معينة وتسمى مجموعة المحك، والمجموعة الأخرى تتألف من الأفراد الذين لا يتميزون بهذه السمة إطلاقاً وتسمى هذه المجموعة المجموعة الضابطة.

وتحديد هاتين المجموعتين (مجموعة المحك والمجموعة الضابطة) تعتبر الخطوة الأولى في اعداد هذا المقياس التجريبي إذ أنه بعد هذا التحديد يمكن للإخصائي أن يقوم باقتراح العبارات أو البنود التي يعتقد أها تميز الأفراد في المجموعة الضابطة عن الأفراد في مجموعة المحك.

وهنا يجب أن نقول إن المقاييس التجريبية تختلف عن المقاييس التحليلية في هذه الناحية ففي حالة المقاييس التحليلية يعتبر محتوى البند وصياغته وكذلك مدى علاقته بالسمة الي يقيسها في المرتبة الأولى من حيث الأهمية أما في حالة المقاييس التجريبية فإن الاخصائي لا يهتم كثيراً بمحتوى البند أو العبارة أو بكيفية الصياغة أو بمدى علاقة البند بالسمة ولكنه يهتم كثيراً بقدرة البند

أو العبارة على التمييز بين المجموعة الضابطة ومجموعة المحك. وعليه فإنه كلما زادت قدرة البند أو العبارة على هذا التمييز كلما كان البند صالحاً لأن يكون ضمن بنود هذا المقياس التجريبي.

ونعود مرة ثالثة ونصنف استفتاءات الشخصية بناء على تكوينها من حيث التصميم وهنا نتعرف على ثلاثة أنواع:

١ - الاستفتاء بسيط الاختيار Simple choice Quest.

وهذا النوع من الاستفتاءات أو القوائم أو المقاييس تكون الإجابة على وحداته ثنائية أي تكون بنعم أو لا، صحيح أو خطأ، ١ أو ٢ وهكذا بحيث لا يكون أمام المفحوص سوى استجابتين فقط وعليه أن يختار إحداهما ومثل هذه المقاييس شائعة الاستخدام في ميادين القياس المختلفة وخاصة في مجال قياس الشخصية أو الميول والاهتمامات أو استطلاع الرأي. وفي الواقع إن المفحوص يكون بين احتمالين لا ثالث لهما وقد تكون هناك إستجابة ثالثة هي الأقرب الى تصوره والأكثر مطابقة لحالته الحقيقية - لذلك فقد يلجأ المفحوص الى أن يترك الإجابة عن العبارة أو البند كلية.

هذا من ناحية ومن ناحية أخرى فإن وجود احتمالين فقط سوف يشجع الفرد على اختيار الاستجابة (أو الاحتمال) التي تكون أكثر قبولاً من معايير المجتمع وقيمه السائدة. فاذا كانت هناك عبارة:

أعتبر نفسي متفوقاً دراسياً   نعم   لا

فإذا طرحت هذه العبارة على مجموعة من التلاميذ في فصل مدرسي يسوده جو التنافس العلمي الواضح فإن أغلبية التلاميذ سوف يختارون الاستجابة (نعم) لأن هذه الاستجابة مرغوبة اجتماعياً - في حالة أن الفصل الدراسي هو مجتمع التلاميذ - وكذلك لأنها قريبة إلى المعايير السائدة في هذا المجتمع. ذلك ما تكلم عنه إدواردز في ١٩٥٧ وسماه عامل الرغبة الاجتماعية (الميل إلى

المعايير الاجتماعية) Social desirability وسوف نناقشه في مكان آخر من هذا الفصل في شيء من التفصيل.

وهذا النوع من الاستفتاءات رغم سهولة تصميمه وتصحيحه واعداد تعليماته وعباراته إلا أن ما يؤخذ عليه ما سبق أن أشرنا إليه من حيث حصر المفحوص بين احتمالين فقط وزيادة تأثير عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية على اختيار المفحوصين لاستجاباتهم.

٢ ـ الاستفتاء عديد الاختيار Multiple choice Quest.

وهذا هو النوع الثاني من إستفتاءات الشخصية من حيث التصميم وهو يختلف عن الاستفتاء بسيط الاختيار في اعتبارين هما:

١ ـ أنه يعطي حرية أكثر للاختيار ففي هذه الحالة يختار المفحوص استجابة واحدة من بين ثلاثة أو أربعة استجابات حيث يختار ما يناسبه أو أقرب الاستجابات لحالته، لذلك فإنه من المتوقع ألا يترك المفحوص أحد الاسئلة أو العبارات دون إجابة كما كان من الممكن أن يحدث في النوع الأول.

٢ ـ كما أنه أصبح من المحتمل أن يقل أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية على اختيار المفحوص للاستجابة التي تناسبه وقد يكون ذلك نتيجة مباشرة لعملية المقارنة بين الاستجابات المختلفة لاختيار احداها.

وهذا النوع من الاستفتاءات يتألف من عدد من العبارات أو البنود يتبع كلا منها عدد من الاستجابات يتراوح بين ثلاثة وخمسة ويقوم الفرد المفحوص باختيار استجابة واحدة من بينها.

والاستفتاء عديد الاختيار كثير الاستعمال وخاصة في ميادين استطلاع الرأي إذ غالباً ما تكون احتمالات الرأي كثيرة ومتعددة.

٣ ـ الاستفتاء قهري الاختيار **Forced choice Quest**.

وهذا نوع آخر من الاستفتاءات التي تقيس سمات الشخصية بناء على تصميم من نوع خاص يتغلب عن طريقه ـ إلى حد كبير ـ على أثر عامل الميل إلى المعايير الإجتماعية (الرغبة الاجتماعية). وكما سبق أن أشرنا فإن إدواردز هو أول من ناقش هذا العامل في كثير من التفصيل والتوضيح.

والفكرة الأساسية في هذا الاستفتاء هو أن تعرض العبارة أو البند الذي يمثل وحدة الاستفتاء على المفحوص على هيئة مثير تفاضلي بحيث يقوم الفرد المفحوص بالمقارنة أو المفاضلة بين استجابتين كلتاهما على درجة واحدة تقريباً من القرب أو البعد عن المعايير الاجتماعية التي يتميز بها المجتمع الذي ينتمي إليه المفحوص. وعلى الفرد المفحوص أن يختار أو يرفض إحدى هاتين الاستجابتين وهو في هذه الحالة يكون متأثراً إلى حد كبير باتجاهه الشخصي نحو الموقف وهذا ما هو مفروض أن يقيسه الاستفتاء.

ومن أمثلة هذا النوع من الاستفتاءات «**مقياس إدواردز للتفضيل الشخصي**» وفي هذا المقياس تعرض البنود على هيئة ثنائيات ويطلب من المفحوص أن يختار إحدى العبارتين (أو البندين) التي يعتقد أنها أقرب ما تكون إلى خصائصه الشخصية. ويتكون المقياس من ٢١٠ ثنائية (أي ٤٢٠ عبارة) ويقيس ١٥ بعدا من أبعاد الشخصية هي:

١ ـ التحصيل والانجاز
٢ ـ مراعاة شعور الآخرين
٣ ـ النظام والترتيب
٤ ـ الميول الاستعراضية
٥ ـ الاستقلالية الذاتية
٦ ـ الانتماء والتعاطف
٧ ـ التداخل الاجتماعي
٨ ـ المعاونة والمؤازرة

٩ - السيطرة
١٠ - الإحساس بالتدني
١١ - التنشئة (التربية العامة)
١٢ - التغير
١٣ - التحمل والجلد
١٤ - الميل إلى الجنس الآخر
١٥ - العدوانية

ومثال آخر هو **مقياس جوردون للشخصية Gordon Personal Profile** ويقيس خمسة أبعاد مختلفة هي:

١ - السيطرة والتسلط
٢ - القدرة على تحمل المسئولية
٣ - الاتزان العاطفي
٤ - الميل الاجتماعي
٥ - الاعتبار الذاتي.

ويضاف إلى هذا المقياس مقياس آخر هو **«قائمة جوردون لقياس الشخصية»** Gordon Personal inventory وهي تقيس أربعة أبعاد أخرى وهي:

١ - الحذر الاجتماعي
٢ - التفكير الإبداعي
٣ - العلاقات الشخصية
٤ - النشاط والحيوية

ومثال آخر هو «اختبار الشخصية للبالغين» من اعداد المؤلف ويقيس هذا الاختبار أربعة أبعاد من الأبعاد الأساسية للشخصية والتي تعتبر ذات أثر ودلالة في الحياة اليومية للفرد وهذه الأبعاد هي:

١ ـ التسلط والسيطرة (ط)
٢ ـ القدرة الاجتماعية (ج)
٣ ـ الثبات الانفعالي (ع)
٤ ـ تحمل المسئولية (مـ)

ويتألف هذا الاختبار من ٦٠ عبارة جمعت في ١٥ رباعية بناء على درجة كل عبارة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية بحيث تمثل الرباعية الأبعاد الشخصية الأربعة المشار إليها. ومن هذه العبارات الأربعة اثنتان موجبتان أي قريبتان من المعايير الاجتماعية واثنتان سالبتان أي بعيدتان عن المعايير الاجتماعية ـ وذلك بناء على درجة العبارة ـ ويطلب من المفحوص اختيار إحدى العبارات الأربعة كأقرب ما تكون إلى شخصيته ثم يختار عبارة أخرى من العبارات الثلاثة الباقية كأبعد ما تكون من شخصيته.

وللتلخيص فإن أنواع الاستفتاءات التي تقيس الشخصية ـ من حيث بنائها (أي هذه الاستفتاءات) وتصميمها ثلاثة هي:

١ ـ استفتاء بسيط الاختيار
٢ ـ استفتاء عديد الاختيار
٣ ـ استفتاء قهري الاختيار

والحقيقة أن النوع الأخير هو أقربها إلى الدقة في القياس وذلك لأنه يقلل إلى حد كبير أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية (الرغبة الاجتماعية) في استجابات المفحوص، ولو أن هذا النوع من المقاييس يحتاج إلى جهد ودقة في البناء والتحليل.

بناء وتحليل استفتاءات الشخصية

تعتمد عملية تحليل نتائج استفتاءات الشخصية على بنائها وتكوينها وتصميمها ومن ثم كانت مناقشة الموضوعين معاً أمراً منطقياً.

ونبدأ **بالاستفتاء بسيط الاختيار** وكما سبق أن قلنا إن هذا الاستفتاء

يتكون من مجموعة من البنود أو العبارات التي تكون استجاباتها ثنائية أي أن هناك احتمالين يختار المفحوص أحدهما ليشير بذلك إلى الاستجابة التي تكون الأقرب إلى خصائصه الشخصية.

وعند بناء هذا النوع يجب على الاخصائي أن يأخذ في اعتباره عدة خطوات:

١ ـ تعريف السمة وتحديدها بصورة تتفق مع المنطق والموضوعية.

٢ ـ تحليل السمة الشخصية تحليلاً دقيقاً إلى عناصرها الأولية إذا كان الفاحص يريد أن يبنى مقياساً تحليلياً **(Rational Scale)** أو أن يقوم بجمع الانماط السلوكية التي تميز جماعة عن جماعة أخرى إذا كان يريد أن يبني مقياساً تجريبياً **(Emperical)**.

٣ ـ عند إعداد البنود أو العبارات يجب ملاحظة صياغة البند واللغة المستخدمة وذلك من حيث كونها مناسبة وواضحة ومباشرة، (مع ملاحظة العبارات المنفية).

٤ ـ من المتوقع أيضاً أن يقوم الإخصائي بإعداد العبارات بحيث تكون متوازنة من حيث الاستجابة (نعم أو لا، صح أو خطأ) بناء على اتجاه قياس السمة بمعنى أن يكون نصف العبارات تقريباً تمثل إجابة (نعم) الاتجاه الإيجابي للسمة والنصف الثاني غير ذلك. وتوزع العبارات بصورة متوازنة بعد ذلك.

٥ ـ من المتوقع أيضاً أن يقوم الإخصائي باعداد التعليمات الواضحة المختصرة التي تساعد المفحوص على الاستجابة للبنود أو العبارات دون عناء ومشقة.

وعند تصحيح الاستفتاء البسيط للحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الاخصائي أن يأخذ في اعتباره ما يلي:

١ ـ تحديد اتجاه القياس حتى يمكن معرفة معنى الاستجابة (نعم)

ومعنى الاستجابة (لا) فقد تكون (نعم) في الاتجاه الموجب (الصحيح) لقياس السمة الشخصية في بعض العبارات وقد تكون العكس في بعض العبارات الأخرى. والأمر كذلك بالنسبة للاستجابة (لا).

٢ ـ بعد ذلك نتوقع من الاخصائي أن يحدد الأوزان المناسبة لكل من هاتين الاستجابتين وذلك أيضاً في إطار إتجاه القياس. وغالباً ما تكون هذه الأوزان صفر، ١ أو في بعض الحالات ١، ٢ بمعنى أن الاستجابة التي تكون في الاتجاه الموجب لقياس السمة (سواء كانت نعم أو لا) تعطي + ١ أما الاستجابة التي تكون في الاتجاه السالب لقياس السمة (سواء كانت نعم أو لا) تعطي صفراً.

فإذا قلنا ـ جدلا ـ إن هناك إجابات صحيحة وإجابات خاطئة فإنه سوف يترتب على ذلك أن نسبة الاجابات الصحيحة + نسبة الإجابات الخاطئة = ١ أي أن ن١ + ن٢ = ١

٣ ـ يمكن للاخصائي أن يعالج النتائج التي حصل عليها باستخدام (كا٢) ـ سبق الإشارة إلى ذلك ـ بناء على الفرض الذي يجده مناسباً لتحليل نتائجه، وغالباً ما يكون الفرض الصغرى هو أول ما يعتمد عليه الاخصائي في هذا التحليل. وقد يميل إلى الاخصائي إلى حساب بعض المعاملات التي يمكن أن تشتق من (كا٢) مثل معامل الترافق (C) أو معامل الارتباط الثنائي Φ.

أما في حالة **الاستفتاء عديد الاختبار** فقد يتطلب البناء والاعداد جهداً أكثر مما يتطلبه الأمر في حالة الاستفتاء البسيط ففي هذه الحالة بالإضافة إلى الخطوات السابقة من حيث تعريف السمة الشخصية وتحديدها في اطار المنطق والموضوعية وتحليلها أو جمع الأنماط السلوكية التي تميز جماعة عن جماعة أخرى ومن ثم اقتراح العبارات أو البنود ـ بالإضافة إلى ذلك يجب على الاخصائي أن يأخذ في اعتباره ما يلي:

١ - يجب مراعاة الدقة في اختيار الاحتمالات المختلفة التي تمثل استجابات البند أو العبارة، وذلك من حيث التنوع وعدم التداخل بمعنى ضرورة وجود (مسافة) كافية بين كل احتمال واحتمال آخر. وذلك حتى يتمكن الفرد المفحوص من تحديد استجابته في وضوح، لأنه إذا تداخلت الاحتمالات كان اختيار المفحوص لأي من هذه الاحتمالات لا يمثل اتجاهه الحقيقي نحو الموقف.

٢ - ومن المتوقع أيضاً أن يكون عدد هذه الاحتمالات متساوياً في كل بند أو عبارة من عبارات المقياس - ومن الشائع أن يكون هذا العدد من ٣ إلى ٥ احتمالات.

٣ - ومن المتوقع كذلك أن يقوم الإخصائي بإعداد التعليمات الواضحة المبوبة التي توضح للمفحوص كيفية اختيار أحد الاحتمالات الواردة بعد كل بند أو عبارة.

وعند تجهيز بيانات هذا الاستفتاء المتعدد الاختيار من أجل الحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب عل الاخصائي أن يأخذ في حسابه بعض النقاط مثل ما يلي:

١ - بطبيعة الحال تكون الخطوة الأولى هي تحديد اتجاه القياس كما يوضحه الاستفتاء وكما تحدده كل عبارة من عباراته.

٢ - نأتي بعد ذلك إلى عملية إعطاء الأوزان للاستجابات المختلفة حيث يجب على الاخصائي أن يعتمد على المسافة بين كل احتمال وبين هدف وإتجاه القياس كما يوضحه الاستفتاء وعباراته المختلفة. وهذه العملية - عملية إعطاء الاوزان - يمكن توضيحها بالمثال التالي:

لنفرض أن الهدف من إعداد استفتاء عديد الاختيار هو قياس سمة الاستقلالية الذاتية وكان لدينا إحدى العبارات كما يلي:

- إذا أردت أن تتخذ قراراً بشأن موضوع يهمك فإنك:

١ - تتخذ هذا القرار بمفردك - بعد دراسة طبعاً -

٢ - تتشاور مع بعض أصدقائك المقربين فقط لتتخذ هذا القرار

٣ - تتشاور مع أكبر عدد من معارفك لتتخذ هذاالقرار

وعندما يقوم الفاحص بإعطاء الأوزان لهذه الاحتمالات فإنه من المنطقي وبناء على هدف القياس فإن الاحتمال الأول - اتخاذ القرار بمفردك - سوف يكون له أعلى وزن في هذا المثال: حيث يعطي (٣) مثلا.

والاحتمال الثاني يأتي في المرتبة الثانية - استشارة الأصدقاء المقربين فقط - حيث يعطي الوزن (٢) مثلاً.

والاحتمال الثالث هو أقلها جميعا من حيث تمثيله لخاصة الاستقلالية الذاتية ومن ثم يعطى الوزن (١).

وقد تكون الأوزان غير ذلك حسب ما يرى الاخصائي عند التحليل فقد يكون الأفضل أن يعطي الأوزان ٢، ١، صفر.

ولنفرض الآن أن هدف عملية القياس ليس هو قياس الاستقلالية الذاتية ولكنه قياس الميل الاجتماعي أو الاختلاط بالآخرين، وكان لدينا نفس العبارة ونفس الاحتمالات الثلاثة فإن الأمر سوف يكون مختلفاً من حيث إعطاء الأوزان حيث نجد أن الاحتمال الأول يحصل على أقل الأوزان يليه الاحتمال الثاني ثم الثالث حيث يكون له الوزن الأعلى بين هذه الاحتمالات الثلاثة.

وهناك مدخل آخر لإعطاء الأوزان للاحتمالات المختلفة التي تأتي بعد كل عبارة ويمكن توضيح ذلك بالمثال التالي: سؤال من اختبار (لارد) ما هو موقفك من مسئولية ما؟

١ ـ أحاول أن اتجنبها
٢ ـ أقبلها إذا فرضت علي
٣ ـ لا يهمني أقبلها أو أرفضها
٤ ـ أميل إلى أن أقبل هذه المسئولية
٥ ـ أرحب جداً بقبول هذه المسئولية.

وفي هذا المثال نجد أن عملية إعطاء الأوزان تقوم على اعتبار الاستجابة الثالثة (رقم ٣) تمثل نقطة عدم الاهتمام بالقبول أو الرفض ولذلك يكون الوزن المناسب لها هو (الصفر). وبالتالي فإن الاتجاه الموجب هو قبول المسئولية وهذا يتمثل في الاحتمال (رقم ٤) والاحتمال (رقم ٥) حيث نعطي الاحتمال الرابع + ١ والاحتمال الخامس + ٢.

ويصبح كذلك الاتجاه السالب ـ اتجاه تحاشي المسئولية وعدم الأقبال عليها ـ يتمثل في الاحتمال الثاني والاحتمال الأول حيث تكون الأوزان (− ١)، (− ٢) على الترتيب.

٣ ـ نشير هنا إلى أن إعطاء الأوزان لاحتمالات عبارات الاستفتاء متعدد الاختيار قد يتم عن طريق استخدام الأوزان المستمرة مثل ٠، ١، ٢، ٣ أو الأوزان ثنائية التنظيم مثل + ٢ + ١ صفر − ١ −٢ وهكذا أما بخصوص **الاستفتاء قهري الاختيار** فإن الأمر يختلف عن النوعين السابقين إذا أن المواصفات والشروط التي يجب أن تتوفر في وحداته تتطلب الكثير من جهد الاخصائي ودقته.

وكما سبق أن أوضحنا فإن الاستفتاء قهري الاختيار يقوم على أساس التقليل من أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية الأمر الذي ناقشه (إدواردز) وذلك بتصنيف العبارات التي تتكون منها استفتاءات الشخصية إلى ثلاثة أنواع هي:

١ ـ العبارة الموجبة **Positive Statment** ويعرفها (إدواردز) بأنها

العبارة التي يحب معظم الناس أن يصفوا أنفسهم بها بل ويحرصون دائماً أن تكون مثل هذه الصفة ضمن خصائصهم الشخصية.

ومثال لهذا النوع من العبارات: «شخص يحب الخير للناس جميعاً» أو «شخص محبوب اجتماعياً» أو غير ذلك من العبارات التي تمثل صفات يرغب الفرد - في إطار المعايير الاجتماعية - أن تكون صفاته وخصائصه.

٢ - العبارة السالبة **Negative Statment**: وهي العبارة التي يرفض معظم الناس أن يصفوا أنفسهم بها بل ويحرصون تماماً أن ينكروا الصفات التي تدل عليها هذه العبارات - وذلك بطبيعة الحال في إطار المعايير الاجتماعية السائدة في المجتمع.

ومثال لهذا النوع من العبارات: «شخص لا يثق بنفسه» أو «شخص فاشل اجتماعياً» أو غير ذلك من العبارات المماثلة.

٣ - العبارة المحايدة **Neutral Statment** وهي نوع من العبارات لا يهتم الفرد كثيراً بأن يصف أو لا يصف نفسه بها ويكون اتجاهه نحوها محايداً. مثل «شخص يحب رياضة المشي».

فإذا سلمنا بأن عبارة استفتاء الشخصية يجب أن تمثل موقفاً محدداً بعكس اتجاه الفرد المفحوص كان لا بد أن يتألف الاستفتاء من العبارات الموجبة والعبارات السالبة فقط دون العبارات المحايدة. وهذا فعلاً ما أشار به (أدواردز).

ومن ثم فإن **الخطوة الأولى** في إعداد استفتاء قهري الاختيار هي جمع العبارات الموجبة والسالبة - بعد المرور بالخطوات الأساسية من حيث تعريف السمة وتحديدها وتحليلها... الخ - ويصبح الأمر بعد ذلك هو تحديد مدى اقتراب أو ابتعاد كل عبارة من هذه العبارات بالنسبة للمعايير الاجتماعية. أو بمعنى آخر فإنه يصبح من المطلوب تعيين درجة كل عبارة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية.

وهذه هي **الخطوة الثانية** حيث يقوم الاخصائي بإعداد العبارات الصحيحة (الصادقة) - سوف نوضح ذلك فيما بعد - والتي يرى أنها صالحة لقياس هذه السمة أو تلك ثم يعرضها على مجموعة من الحكام (أفراد الجماعة). ويرى (إدواردز) أن عدد الحكام لا يؤثر كثيراً على النتائج إذ أنه وجد أن عدد الحكام عندما يكون (١٠٠) فإن النتائج لا تتغير كثيراً عما إذا كان عدد الحكام (١١).

وتكون التعليمات التي تعطي للحكام على النحو التالي:

فيما يلي مجموعة من العبارات التي تصف سلوك الناس. وبعض هذه العبارات من النوع الذي يرغب معظم الناس في وصف أنفسهم به. والبعض الآخر لا يحب أحد أن يصف نفسه به على الإطلاق. والبعض الثالث لا يهتم أحد بأن يصف نفسه به.

درج كل عبارة على مقياس من ١ إلى ٩ حسب المثال التالي:

العبارة	التدريج
شخص يحبه الناس جميعاً	
شخص انتقامي بطبيعته (غير متسامح)	
شخص يحب قراءة القصص	

ويكون التدريج كما يلي:

التدريج	المعنى
١	بعيدة جداً عن المعايير الاجتماعية (غير مرغوبة تماماً)
٢	بعيدة عن المعايير الاجتماعية (غير مرغوبة)
٣	بعيدة عن المعايير الاجتماعية بدرجة معقولة
٤	بعيدة عن المعايير الإجتماعية بدرجة قليلة
٥	محايدة
٦	قريبة من المعايير الاجتماعية بدرجة ما

٧ قريبة من المعايير الاجتماعية بدرجة معقولة
٨ قريبة من المعايير الاجتماعية (مرغوبة اجتماعياً)
٩ قريبة جداً من المعايير الاجتماعية. (مرغوبة تماماً اجتماعياً)

وبناء على هذا فقد اعطيت الدرجات التالية:

شخص يحبه الناس جميعاً ٩ (موجبة)
شخص انتقامي غير متسامح ١ (سالبة)
شخص يحب قراءة القصص ٥ (محايدة)

ويمكنك بطبيعة الحال إعطاء الدرجات من ١ إلى ٩.

وتكون **الخطوة الثالثة** بعد ذلك هي تصنيف آراء الحكام بالنسبة لكل عبارة من العبارات وذلك للحصول على نسبة الحكام أمام كل تدريج وذلك كما يلي: (مثال افتراضي)

التدريج	عدد الحكام	النسبة
١	٥	,٠٥
٢	٥	,٠٥
٣	١٠	,١٠
٤	١٠	,١٠
٥	١٠	,١٠
٦	٣٠	,٣٠
٧	١٥	,١٥
٨	٥	,٠٥
٩	١٠	,١٠
العدد الكلي للحكام ١٠٠		

وتكون **الخطوة الرابعة** هي حساب درجة العبارة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وذلك باستخدام القانون التالي:

ن = ع + ((٠,٥ − مح م) / م,) × ى

حيث ن هي الدرجة المطلوبة
ع الحد الأدنى للفئة التي تحتوي الوسيط (وهي هنا = ٦)
مح م مجموع النسب التي تسبق الفئة الوسيطية (التي تحتوي الوسيط)
م, نسبة الحكام في الفئة الوسيطية
ى مدى الفئة (تساوي ١ دائماً في هذه الحالة)

∴ ن = ٥,٥ + ((٠,٥ − ٠,٤) / ,٣) × ١

= ٥,٨٣

والخطوة الخامسة هي أن يقوم الاخصائي بجمع العبارات التي تتقارب درجاتها معاً على هيئة ثنائيات أو رباعيات وذلك كما سبق أن أوضحنا فيما أعطيناه من أمثلة. ففي اختبار الشخصية للبالغين الذي أعده المؤلف نجد أن الرباعيات قد جمعت بناء على درجة كل عبارة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية كما يلي:

الرباعية الأولى (tetrad)

العبارة	الدرجة على مقياس الميل للمعايير الاجتماعية
شخص ذو كلمة مسموعة (له نفوذ)	٧,٧
شخص يتأثر كثيراً بكلام الناس	٣,٨
شخص هادىء الأعصاب غالباً	٧,٦
شخص لا يميل إلى أن يتعرف على أحد	٣,٧

وعند تصحيح هذا النوع من الاستفتاء للحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الاخصائي أن يلاحظ ما يلي:

١ - إذا كان الاستفتاء يتكون من ثنائيات فإن الأمر سوف يكون سهلاً لأن المفحوص عليه أن يختار العبارة التي تصفه من عبارتين متقاربتين في الدرجة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وسوف يتم التصحيح بإعطاء الاستجابة الصحيحة + ١ (وهي الاستجابة التي تكون في الاتجاه الإيجابي للسمة) وإعطاء الوزن (صفر) للإجابة الخاطئة.

أما إذا كان الاستفتاء مكون من رباعيات كما في مثالنا السابق وكان على المفحوص أن يختار أقرب العبارات إلى شخصية ويعين كذلك أبعد العبارات عنها فسوف يكون لدينا الصورة التالية:

	أقرب + ١	أبعد - ١
١ - العبارة الأولى مرغوبة اجتماعياً (+)	+ ١	- ١
٢ - العبارة الثانية غير مرغوبة اجتماعياً (-)	- ١	+ ١
٣ - العبارة الثالثة مرغوبة اجتماعياً (+)	+ ١	- ١
٤ - العبارة الرابعة غير مرغوبة اجتماعياً (-)	- ١	+ ١

ففي حالة اختيار العبارة الأولى كأقرب ما تكون إلى شخصية المفحوص فإنه يعطي الدرجة + ١ (وهي حاصل ضرب رمز العبارة + × رمز قمة العمود + ١ أقرب) ولكن إذا اختار المفحوص هذه العبارة كأبعد ما تكون عن شخصيته فإنه يعطي الدرجة - ١ (وهي حاصل ضرب رمز العبارة + × رمز قمة العمود - ١ أبعد) وهكذا مع بقية العبارات ومن ثم تصبح الدرجة النهائية للمفحوص هي المجموع الجبري للدرجات التي حصل عليها في رباعيات الاختبار ككل.

بعض الطرق الخاصة لحساب صدق وثبات استفتاءات الشخصية

سوف نستعرض في الفقرات التالية بعض الطرق التي يفضل أن تستخدم في مجال تعيين صدق وثبات استفتاءات الشخصية ذلك لأنها مناسبة أكثر من غيرها وذلك من واقع خبرة المشتغلين بالقياس في هذا المجال.

أولاً - فيما يختص بالصدق: فإننا نقول إن العبارة الصحيحة أو البند الصحيح هو البند الذي يقيس السمة الشخصية المطلوبة بغض النظر أجاب عليه المفحوص بالرفض أو الموافقة، أو بمعنى آخر هو ذلك البند الذي يقيس السمة الشخصية في أي من اتجاهيها - وكذلك يمكن أن نقول إن البند الصحيح هو ذلك البند الذي يميز بين فردين يختلفان **فعلاً** عن بعضهما في هذه السمة اختلافاً سلوكياً كما يمكن أن نقول أيضاً إن البند الصحيح أو الصادق هو ذلك البند الذي يقيس سمة معينة دون غيرها.

فالعبارة التي تقول «أحب أن أكمل عملي حتى النهاية» من المفروض أنها تقيس القدرة على تحمل المسئولية فلا بد أن تكون كذلك حتى تكون صحيحة وصادقة ولا بد أيضاً أن تميز بين الفرد الذي يستطيع أن يتحمل المسئولية والفرد الذي لا يستطيع وذلك بأن تختلف استجابة كل منهما لهذه العبارة، ولا بد أيضاً أن تقيس هذه العبارة القدرة على تحمل المسئولية فقط دون أي سمة أخرى فلا تقيس مثلاً سمة الاستقلالية الذاتية بجانب قياسها للقدرة على تحمل المسئولية وإلا أصبحت غير صحيحة. وهذا نقد صحيح ويمكن أن يوجه إلى الاختبارات أو الاستفتاءات التي يقول أصحابها أن عباراتها أو بنودها تقيس أكثر من سمة شخصية في وقت واحد مثل اختبار (برنرويتر) الذي أشرنا إليه سابقاً.

ومن الواضح طبعاً أن العبارات الصحيحة الصادقة لا بد وأن تكون استفتاء صادقاً أيضاً وعليه فإنه يمكن تعيين معامل صدق الاستفتاء عن طريق حساب صدق العبارة أو البند.

والطريقة التي نحن بصدد وصفها الآن تقوم على مفهوم الصحة البنائية أو الصدق التكويني وقد ناقش فكرة هذه الطريقة كرونباخ وميل سنة ١٩٥٥ وأعاد عرضها ثرنون سنة ١٩٦٤ وقد قام المؤلف بتعديلها وتطبيقها في تعيين صحة عبارات اختبارات الشخصية سنة ١٩٦٦. وتتلخص هذه الفكرة في الاستعانة بالمحتوى التكويني للسمة الشخصية المطلوب قياسها ومدى ارتباط

هذا المحتوى ببعضه البعض بمعنى أن يقوم الاخصائي بحساب مدى الترابط بين العناصر والمكونات الأساسية للسمة الشخصية أو بمعنى آخر يقوم الفاحص بإيجاد المعنى السيكلوجي لدرجات الاستفتاء عندما يقيس هذه السمة.

وقد كان تعديل المؤلف لهذه الفكرة يعتمد على أن الفرد المفحوص إنما يكون مفهومه عن ذاته وخصائص شخصيته عن طريق التفاعل الاجتماعي بينه وبين أعضاء الجماعة التي ينتمي إليها. وأن مفهوم السمة الشخصية وتكوينها ومحتواها إنما تحدده طبيعة هذا التفاعل ونوعيته ومداه. ومما يؤيدنا فيما نذهب إليه أن مفاهيم السمات الشخصية نسبية وليست مطلقة، فأنماط السلوك التي يسميها مجتمع معين « قدرة اجتماعية » قد لا يعطيها نفس التسمية مجتمع آخر بل قد ينظر إليها نظرة عدم تقدير واستحسان. فعلى سبيل المثال نجد أن بعض المجتمعات الأوروبية ينظرون إلى سلوك المجاملة عند بعض المجتمعات العربية - وهو دليل على القدرة الاجتماعية - على أنه سلوك يتصل بعدم الاتزان الانفعالي.

وبناء على ذلك فقد اعتمد المؤلف على فكرة اشتقاق السمة من البيئة بكل مقوماتها الثقافية والحضارية والاجتماعية والمادية فسمة الثبات الانفعالي مثلاً في المجتمع العربي يمكن الاستدلال على محتواها من الأنماط الحضارية والثقافية السائدة حيث يكون دليلها الاتزان والوقار وضبط النفس في مواقف الحزن والفرح وعدم القلق وقلة التوتر وقوة الأعصاب وما إلى ذلك من الصفات والنعوت التي يمكن أن تتردد كثيراً في الإطار الثقافي للمجتمع. ويمكن شرح وتوضيح هذه الطريقة آخذين خاصية التسلط والسيطرة كمثال:

١ - يقوم الإخصائي باقتراح عدد كبير من البنود أو العبارات التي يعتقد أنها تقيس خاصية التسلط والسيطرة وذلك بناء على مفهوم هذه الخاصية ومحتواها والانماط السلوكية التي تتعلق بها. ويجب عليه أن يلاحظ الشروط الأساسية التي يجب أن تتوفر في البنود والعبارات من حيث اللغة والصياغة وغير ذلك.

٢ ـ تعرض هذه العبارات على مجموعة من الإخصائيين للقيام بدور الحكام في تحديد مدى صدق العبارة. وكلما كان عدد هؤلاء الحكام كبيراً كانت النتائج أقرب إلى الصحة وأدق. وتكون التعليمات كما يلي:

« هذه هي مجموعة من العبارات التي يحتمل أن تقيس سمة التسلط والسيطرة بمعنى ميل الفرد إلى القيام بالأدوار النشطة الفعالة في المواقف الاجتماعية وثقته بنفسه وتأكده من قدراته وإحساسه بالأمن في علاقاته مع الآخرين وميله كذلك إلى اتخاذ القرارات الهامة دون معونة من أحد وتوجيه نشاط الجماعة وقيادتها. وبعد كل عبارة سوف تجد تدريجياً من صفر إلى ١٠ فإذا كنت تعتقد أن هذه العبارة تقيس فعلاً وبكل تأكيد خاصة التسلط والسيطرة فأعطها الدرجة (١٠) بغض النظر عن اتجاه العبارة سواء كان موجباً أو سالباً. وإذا كنت تعتقد أن العبارة لا تقيس هذه السمة إطلاقاً فأعطها الدرجة (صفر) بغض النظر أيضاً عن اتجاه العبارة. وهكذا اعط كل عبارة درجة بين (صفر) و (١٠) حسب قدرة العبارة من وجهة نظرك على قياس سمة التسلط والسيطرة. وإليك المثال التالي:

العبارة رقم (١)

شخص يتبع رأي الناس دون تفكير

٠ ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ (١٠)

العبارة رقم (٢)

شخص يثق دائماً في قدراته

١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ (١٠)

فكل من العبارتين تقيس سمة التسلط والسيطرة تماماً ـ وذلك من وجهة نظر الحكم الذي قام بالتدريج ـ ولذلك أعطيت العبارة الأولى (١٠) وكذلك العبارة الثانية رغم أن العبارة الأولى تقيس السمة في الاتجاه السالب والثانية تقيسها في الاتجاه الموجب.

٣ ـ بعد أن يحصل الإخصائي على استجابات الحكام يتم تصنيف

هذه الأراء وحسب نسبة الحكام أمام كل تدريج ومن ثم يطبق القانون $\text{ن} = \text{ع} + \frac{\text{٠,٥} - \text{مح ن}}{\text{ن،}} \times \text{١}$ (راجع حساب درجة العبارة على مقياس الميل للمعايير الاجتماعية) وتدل ن في هذه الحالة على مدى قدرة العبارة على قياس هذه السمة من وجهة نظر الحكام المتخصصين وتعتبر دليلاً على صدق العبارة.

وهناك طرق أخرى يمكن استخدامها لحساب صدق استفتاءات الشخص غير الطريقة التي سبق وصفها مثل حساب معامل الارتباط بين الدرجات التي نحصل عليها من الاستفتاء والملاحظات أو الدرجات التي نحصل عليها من محك خارجي صحيح. وهذا المحك الخارجي يمكن أن يكون:

١ - استفتاء آخر يقيس نفس السمة بشرط أن يكون قد ثبتت صحته.

٢ - ملاحظات المشرفين على الأفراد المطلوب قياس سمة من سماتهم الشخصية بشرط أن يكون هؤلاء المشرفون في وضع يسمح لهم بالحكم على سلوك هؤلاء الأفراد.

٣ - ملاحظات الزملاء أو المخالطين أو المتعاملين مع هؤلاء الأفراد.

كما يمكن أيضاً تعيين صدق الاستفتاء باستخدام طريقة التحليل العاملي على نمط ما قام به كاتل وقرنون. وإن كان هناك بعض التحفظ على هذه الطريقة في هذا المجال بالذات (استفتاءات الشخصية) وهو أنه من المحتمل أن يكون العامل العام أو العامل المشترك بين عبارات الاستفتاء أو بين الاستفتاءات المختلفة ليس هو السمة الشخصية التي نفترض أن الاستفتاء يقيسها بل قد يكون عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية أو عامل آخر يتصل بنظام استجابة الأفراد لعبارات الاستفتاء كأن يكون هناك اتجاه مسبق قبل قيام الأفراد المفحوصين بالاستجابة لمثل هذا الاستفتاء.

وهناك طرق أخرى يمكن عن طريقها تعيين صدق استفتاءات الشخصية وخاصة المقاييس التجريبية وهي طريقة استخدام معامل الارتباط ثنائي

التسلسل الخاص **Point biserial** . (سبق الإشارة إليه في الفصل الثاني) والمثال التالي يوضح كيفية الاستخدام:

لنفرض أن لدينا استفتاء مكوناً من ١٥ عبارة طبق على مجموعة ضابط (عددها ١٠٠) ومجموعة المحك (وعددها ١٠٠ وهي المجموعة التي تتميز بهذه الخاصية الشخصية). وكانت النتائج موضحة كما يلي:

الدرجات	المجموعة الضابطة (التكرار)	مجموعة المحك (التكرار)	
١٥	-	١	
١٤	-	٣	
١٣	-	٦	
١٢	-	٦	
١١	١	٨	
١٠	١	١٦	
٩	٢	١٦	
٨	٧	١٦	
٧	١٢	١١	
٦	٢٠	١٢	
٥	٢٥	٣	
٤	٢٠	١	
٣	٥	١	
٢	٤	-	
١	٢	-	
صفر	١	-	
	ن = ١٠٠ م = ٥,٢٩	ن$_{٢}$ = ١٠٠ م$_{٢}$ = ٨,٩٨	العدد الكلي ن = ٢٠٠ م (الكلي) = ٧,١٣٥

وبتطبيق القانون:

$$\frac{\text{مج}\ \frac{\text{درجات ن}_{2}}{\text{ن}} - \frac{\text{ن}_{2}}{\text{ن}}\ \text{م}}{\text{ع}\sqrt{\frac{\text{ن}_{1}}{\text{ن}} \times \frac{\text{ن}_{2}}{\text{ن}}}}$$

حيث ن_{2} هي مجموعة المحك.

،ع هي الانحراف المعياري لدرجات المجموعتين ونفترض أنه ٢,٨٤ وبالتعويض في القانون السابق نحصل على

$$= \frac{\frac{\text{٨٩٨}}{\text{٢٠٠}} - \frac{\text{١٠٠}}{\text{٢٠٠}} \times \text{٧,١٣٥}}{\text{٢,٨٤}\sqrt{\frac{\text{١٠٠}}{\text{٢٠٠}} \times \frac{\text{١٠٠}}{\text{٢٠٠}}}} = \frac{\text{٤,٤٩} - \text{٣,٥٧}}{\text{١,٤٢}} = \text{٠,٦٥}$$

كما يمكن أيضاً استخدام معامل Φ فاي على النحو التالي:

	المجموعة الضابطة	مجموعة المحك	المجموع
فوق المتوسط	١١	٧٢	٨٣
تحت المتوسط	٨٩	٢٨	١١٧
	١٠٠	١٠٠	٢٠٠

ويصبح معامل فاي Φ

$$= \frac{(\text{٧٢} \times \text{٨٩}) - (\text{١١} \times \text{٢٨})}{\sqrt{\text{٨٣} \times \text{١١٧} \times \text{١٠٠} \times \text{١٠٠}}} = \text{٠,٦٢}$$

ثانياً - فيما يختص بالثبات:

يعتبر مفهوم التناسق الداخلي في ميدان استفتاءات الشخصية ملازماً لمفهوم ثبات هذه الاستفتاءات. إذ أن التناسق الداخلي بين وحدات الاستفتاء أو بنوده يدل على مدى ارتباط هذه البنود ببعضها البعض. وهذا الارتباط من ناحية أخرى يدل على ثبات الاستفتاء إذ أنه من المتوقع أن يكون تأثر كل

بند من البنود بالعوامل التي تعود إلى أخطاء الصدفة مختلفاً عن تأثر البند الآخر بنفس العوامل ومن ثم فإن الارتباط بين البنود من المحتمل جداً أن يعود بصورة أكبر إلى التباين الحقيقي للبنود وليس إلى تباين الخطأ.

وعلى ذلك فإن طريقة التناسق الداخلي أو التكافؤ المنطقي تعتبر أصلح الطرق تقريباً لحساب معامل ثبات استفتاءات الشخصية على وجه الخصوص.

وتعتمد هذه الطريقة على معادلة كودر وريتشاردسون رقم ٢٠ وهي:

$$\text{ر}_{١٠١} = \frac{\text{ن}}{\text{ن} - ١} \times \frac{\text{ع}^{٢} - \text{مج ص خ}}{\text{ع}^{٢}}$$

حيث $\text{ر}_{١٠١}$ = معامل ثبات الاستفتاء

ن = عدد بنود الاستفتاء

ص = نسبة الذين أجابوا اجابات صحيحة (في اتجاه السمة) عن كل بند

خ = نسبة الذين أجابوا إجابات خاطئة (عكس اتجاه السمة) عن كل بند

$\text{ع}^{٢}$ = تباين درجات الاستفتاء.

ويجب أن يلاحظ أن ص × خ = تباين كل بند على حدة (حيث الإجابة ثنائية صفر، ١) وللتوضيح نفترض المثال التالي:

في أحد التجارب طبق استفتاء لقياس الشخصية يتكون من ٦٠ عبارة حيث كان عدد الأفراد ٨٥ وحصلنا على ما يلي:

التباين العام لدرجات الاختبار $\text{ع}^{٢}$ = ٧٢,٢٥

مجموع تباين البنود (مجـ ص خ) = ١٢,٤٣

∴ يصبح معامل التناسق الداخلي $= \frac{٦٠}{٥٩} \times \frac{٧٢,٢٥ - ١٢,٤٣}{٧٢,٢٥} = ٠,٨٤$

أما إذا كانت إجابات البنود ليست صفر، ١ ولكنها مثلاً ١، ٢، ٣، ٤ ففي هذه الحالة نستخدم معامل ألفا وهو صورة معدلة من القانون السابق حيث يصبح على النحو التالي:

$$\text{معامل } \alpha = \frac{\text{ن}}{\text{ن} - 1} \times \frac{\text{ع}^{2}_{\text{ك}} - \text{مج ع}^{2}_{\text{ك } 1-\text{ن}}}{\text{ع}^{2}_{\text{ك}}}$$

حيث مج $\text{ع}^{2}_{\text{ك } 1-\text{ن}}$ هو مجموع تباين البنود من البند رقم ١ حتى البند رقم ن. أي علينا أن نحسب تباين كل بند على حدة ثم نحسب المجموع (سبق الإشارة).

قياس الشخصية عن طريق مقاييس التدريج Rating Scales

يقول آيزنك أنه إذا كانت معظم دراسات الشخصية في أمريكا قد بنيت على استخدام طريقة الاستفتاء أو تقييم الذات فإن معظم هذه الدراسات في انجلترا قامت على طريقة التدريج أو استخدام مقاييس التدريج في قياس الشخصية».

وإذا كانت طريقة الاستفتاء تعتمد على استجابات الفرد المفحوص لمجموعة من العبارات ليصف نفسه ويعطي صورة عن ذاته وخصائصه وسماته فإن طريقة التدريج تعتمد على أن يقوم الآخرين بإعطاء هذه الصورة وهذا الوصف عن شخصية الفرد المطلوب تقدير شخصيته.

والأساس في استخدام مقاييس التدريج هو مدى معرفة زملاء الفرد له وتعاملهم معه وقدرتهم على الحكم عليه من خلال تفسيراتهم لأنماط سلوكه وفهمهم لدوافعه وأهدافه ـ لذلك كان من الضروري أن يأخذ الإخصائي في حسابه عدة نقاط هي:

١ ـ معرفة مدى عضوية الفرد في الجماعة وعمق اشتراكه في نشاطها والفترة الزمنية التي مضت على انضمام الفرد لهذه الجماعة.

٢ ـ معرفة نوعية علاقة الفرد ببقية أفراد الجماعة وتأثره بهم وتأثيره فيهم.

٣ ـ معرفة درجة هذه العلاقة من حيث الموضوعية والذاتية.

وهناك عدة أنواع من مقاييس التدريج يمكن أن نستعرضها فيما يلي:

١ ـ مقاييس التدريج بالرتب: Rank order rating scale

يمكن استخدام مقياس التدريج بالرتب بأسلوبين مختلفين:

أولهما: هو أسلوب الترتيب البسيط وهو من أبسط أساليب التدريج ويستخدم عندما يكون عدد الأفراد المطلوب ترتيبهم قليلاً بحيث لا يزيد عن (٧ – ١٠) ويطلب من المدرج أي عضو الجماعة الذي يقوم بعملية التدريج أن يقوم بترتيب الأفراد الآخرين بالنسبة إلى سمة شخصية معينة مثل سمة الثبات الانفعالي مع ملاحظة ضرورة أن تكون التعليمات واضحة وتشمل توضيحاً لأنماط السلوك التي تتعلق بسمة الثبات الإنفعالي مثل كثرة البكاء أو التعلق الدائم أو غير ذلك من الصفات الظاهرة والتي يستطيع أن يميزها بسهولة عضو الجماعة الذي يقوم بعملية التدريج. ويتم الترتيب ابتداء بأعلى الأفراد من حيث الاتزان الانفعالي وينتهي بأقلهم من حيث الاتزان الانفعالي. ومما هو واضح أنه لن يكون المدرج فرداً واحداً بل مما هو متوقع أن يقوم كل فرد بتدريج الآخرين من أعضاء الجماعة وعليه سوف تتعدد الرتب بالنسبة للفرد الواحد. وفي هذه الحالة يؤخذ متوسط الرتب الذي يمكن تحويله إلى درجة على مقياس عشري. والمثال التالي يوضح هذا الاسلوب:

لنفرض أن عملية التدريج قد أجريت في جماعة عددها ستة أفراد حيث طلب من كل فرد أن يقوم بتدريج (ترتيب) الأخرين حسب القدرة على تحمل المسئولية فكانت نتائج الترتيب كما يلي:

الأفراد	أ	ب	حـ	د	هـ	و
أ		١	٥	٣	٢	٤
ب	٢		٣	٥	٤	١
حـ	١	٢		٥	٤	٣
د	٢	١	٤		٥	٣
هـ	٢	١	٣	٤		٥
و	١	٣	٢	٤	٥	
متوسط الرتب	١,٦	١,٦	٢,٦	٤,٢	٤,٠	٣,٢

بعد ذلك يتم تحويل متوسط الرتب هذه إلى درجة على مقياس عشري إذا أراد الاخصائي ذلك. (راجع الفصل الثاني)

وثانيها: هو أسلوب الترتيب بالمقارنة الزوجية وهو أسلوب بسيط أيضاً ويقوم على أساس مقارنة كل فردين من أفراد المجموعة ببعضها بالنسبة لسمة من السمات الشخصية ويتطلب ذلك أن يكون عدد أفراد المجموعة قليلاً يسمح بهذه المقارنة الزوجية. ومثال ذلك: أيها أقدر على تحمل المسئولية؟

أ أو ب (ضع علامة ✓ أمام الفرد)
أ أو حـ
أ أو د
أ أو هـ
أ أو و
ب أو حـ
ب أو د
ب أو هـ وهكذا بالنسبة لبقية الأزواج المحتملة.

٢ ـ مقياس التدريج الرقمي Numerical Rating Scale

ويعتمد هذا المقياس على الترقيم في حساب درجة الفرد بالنسبة لأي سمة من السمات الشخصية ويتم ذلك عن طريق استخدام تدريج رقمي خاص يكون غالباً مكوناً من خمسة نقاط هي ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ أو − ٢ ، − ١ ، صفر ، + ١ ، + ٢ . ويطلب من المدرج أن يقوم بإعطاء الدرجة المناسبة للفرد على هذا التدريج . ولكن مما هو متعارف عليه أن تكون التعليمات متصلة ووحدة التدريج ليست هي السمة الشخصية كاملة ولكن الوحدة هي عنصر السمة أو إحدى مكوناتها .

والمثال التالي يوضح ذلك :

لنفرض أن الأخصائي يريد تدريج مجموعة من الأفراد بالنسبة لخاصية الثبات الانفعالي كسمة شخصية لذلك سوف تكون تعليمات التدريج كما يلي :

« المطلوب منك أن تقوم بتدريج كل فرد من أفراد مجموعتك على الترقيم الذي يلي كل عبارة من العبارات التالية ـ فإذا كنت ترى أن سلوك الفرد الذي تقوم بتدريجه يطابق تماماً مضمون العبارة ضع دائرة حول الرقم (٥) . وإذا وجدت العكس ضع دائرة حول الرقم (١) وهكذا يمكن تدريج تقييمك بالنسبة لسلوك الفرد .

١ ـ سريع الغضب ١ ٢ ٣ ٤ ٥
٢ ـ هادىء الأعصاب
٣ ـ متزن الحديث
٤ ـ سريع التأثر
٥ ـ مضطرب في علاقاته مع الآخرين
٦ ـ لا يستطيع التحكم في سلوكه .

وهكذا بحيث تمثل هذه العبارات عناصر الخاصية الشخصية . وتصبح الدرجة العامة للفرد هي مجموع أو متوسط التدريجات التي يحصل عليها .

٣ - مقياس التدريج التحليلي Analytical Rating Scale

يختلف هذا المقياس عن المقياس السابق (مقياس التدريج الرقمي) فيما يلي:

أ - في هذا المقياس لا يكتفي بتحليل السمة إلى عناصرها فقط ولكن يعطي لكل عنصر من هذه العناصر وزناً خاصاً يتناسب مع أهميته في تكوين السمة الشخصية.

ب - تعطي هذه الأوزان بناء على قرارات مجموعة مدربة من الحكام الاخصائيين بشأن تحليل السمة وترتيب عناصرها من حيث الأهمية - فمثلاً قد يرى الحكام أن عنصر الثقة بالنفس والاعتداد بها يأتي قبل عنصر ميل الفرد إلى العمل القيادي وذلك بالنسبة لسمة السيطرة.

هـ - تؤخذ هذه الأوزان في الاعتبار عند حساب الدرجة النهائية للفرد حيث يتم حسابها كما في المقياس الرقمي إلا أن في هذه الحالة تصبح درجة الفرد هي تكرار العنصر × وزنه.

٤ - مقياس التدريج المرجعي Reference Rating Scale

يمتاز هذا المقياس بالتعليمات النوعية التي تعطي للمدرج والتي تعتمد على فكرة الإطار المرجعي العام الذي يتكون عند المدرج قبل أن يقوم بعملية التدريج وهذه التعليمات كما يلي:

« المطلوب منك أن تتذكر الشخص الذي قابلته في حياتك سواء في هذه الجماعة أو غيرها من الجماعات والذي يمثل من وجهة نظرك أكثر الناس ميلاً إلى التسلط والسيطرة - أكتب اسمه عند رقم (٥). تذكر الآن الشخص الذي قابلته في حياتك سواء في هذه الجماعة أو غيرها ويمثل من وجهة نظرك أقل الناس ميلاً للتسلط والسيطرة - أكتب اسمه عند رقم (١).

والآن يمكنك أن تقوم بتدريج أفراد جماعتك بين الفردين اللذين يمثلان بداية ونهاية التدريج ».

ويتم حساب درجة المفحوص كما سبق في حالة التدريج الرقمي حيث تكون الدرجة النهائية للفرد هي مجموع أو متوسط ما حصل عليه من درجات.

قياس الشخصية عن طريق التصنيفات Q - Sorts

صاحب فكرة هذا التصنيف هو ستيفنسون (١٩٥٣) حيث كان يطلب من المفحوصين أن يصفوا أنفسهم وخصائصهم الشخصية عن طريق تصنيف مجموعة من البنود أو العبارات في فئات متتالية تبدأ من العبارة الأبعد عن شخصية الفرد المفحوص وتنتهي بالعبارة الأقرب إلى شخصية الفرد وذلك من حيث الوصف في إطار سمة من السمات المطلوب قياسها أو تقديرها. ويلاحظ أن عدد العبارات التي يصنفها الفرد في كل فئة من هذه الفئات المتتابعة يكون محدداً بصورة ما بحيث يكون توزيع العبارات جميعها على الفئات توزيعاً يقترب من التوزيع الاعتدالي.وتعطي الأوزان لهذه العبارات بناء على الأوزان أو الدرجات التي تعطي للفئات التي صنفت فيها هذه العبارات. فإذا كان لدينا ١١ فئة على سبيل المثال فإن العبارات التي توضع أو تصنف في الفئة الأولى - وهي الأبعد عن شخصية الفرد من حيث الوصف - سوف تعطى الدرجة ١ بينما نجد أن تلك العبارات التي توضع أو تصنف في الفئة الأخيرة أو الأقرب إلى شخصية الفرد من حيث الوصف سوف تعطى الدرجة ١١، وبالتالي فإن بقية العبارات سوف تحصل على درجات بين ١، ١١.

ويناقش ستيفنسون أنواع العبارات في هذا النوع من التصنيف حيث يقول أن هناك مجموعة من العبارات منظمة Structured ومجموعة أخرى غير منظمة Unstructured.

فمجموعة العبارات غير المنظمة هي العبارات التي لم يتم تقسيمها إلى مجموعات فرعية صغيرة. وعلى ذلك فمجموعة العبارات التي أعدت لقياس سمة شخصية واحدة فقط فإنها تعتبر مجموعة غير منظمة.

أما المجموعات المنظمة من العبارات فهي تلك المجموعات التي تحتوي على مجموعتين فرعيتين على الأقل من العبارات بشرط تساوي عدد العبارات في كل مجموعة فرعية. فعلى سبيل المثال لو كان لدينا ٥٠ عبارة لقياس التسلط والسيطرة، ٥٠ عبارة لقياس الخضوع والتبعية فإن هذا هو أبسط نوع من أنواع العبارات المنظمة.

ويمكن أيضاً أن يكون لدينا تنظيم أكثر تعقيداً حيث يكون هناك ١٠٠ تقسم أولاً إلى ٥٠ عبارة تقيس الاستقلالية الذاتية، ٥٠ عبارة تقيس الاعتماد على الآخرين، ثم يقسم كل ٥٠ عبارة إلى ٢٥ عبارة تتصل بالاحساس والشعور، ٢٥ عبارة تتصل بالتعبير السلوكي. وهكذا قد يكون لدينا أنواع أخرى أكثر تقسياً وبالتالي أكثر تعقيداً.

كما يناقش ستيفنسون أيضاً مفهوم التصنيف المركب **Composite φ - Sorts** حيث يقول إن هناك درجة لكل عبارة/ لكل فرد من الأفراد الذين يقومون بوصف أنفسهم بهذا النوع من التصنيف. فالبنسبة للعبارات غير المنظمة (التي تقيس سمة واحدة فقط) فإنه يتم تحليل البيانات (الدرجات) عن طريق حساب معامل الارتباط بين درجات العبارات وهذا التصنيف المركب الذي يشتق من تصنيفات مجموعة من الحكام لعدد من البنود في إطار قياس سمة شخصية معينة. فعلى سبيل المثال لنفرض أن الباحث قام بإعطاء مجموعة من الاخصائيين النفسيين عدداً من العبارات ليقوموا بتصنيفها وفقاً لوصفها لشخصية مريض العصاب. فإذا كان هناك اتفاق بين الاخصائيين في عملية التصنيف هذه فإن معامل الارتباط بين أحكامهم سوف يكون موجباً وعلى ذلك فإن الدرجة المتوسطة لكل عبارة يمكن حسابها وهذه المتوسطات هي التي تكون ذلك التصنيف المركب. أما بالنسبة للعبارات المنظمة كما في حالة العبارات التي تقيس السيطرة والعبارات الأخرى التي تقيس الخضوع فإن درجة السيطرة سوف تكون هي مجموع الأوزان التي تعطي

للعبارات التي تقيس السيطرة كما أن درجة الخضوع سوف تكون مجموعة الأوزان التي تعطي للعبارات التي تقيس الخضوع.

ويناقش إدواردز علاقة عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية بمتوسطات هذه الدرجات ـ سواء في حالة العبارات المنظمة أو غير المنظمة ـ فيقول إنه عندما يقوم الأفراد بوصف أنفسهم على مقياس للشخصية حيث تكون الإجابة نعم أو لا على أي عبارة من عبارات المقياس، فإن نسبة الذين يجيبون على البند إجابة صحيحة تعتبر متوسط البند. وقد وضح أن متوسطات البنود ترتبط بعلاقة خطية مع درجات هذه البنود على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وفي حالة هذا التصنيف بالذات (Q – Sorts) فإن متوسط البند يكون هو مجموع الأوزان التي تعطي للبند مقسوماً على العدد الكلي للأفراد.

وبطبيعة الحال فإنه من المعقول أن يكون هناك علاقة خطية أيضاً بين متوسطات البنود في هذا التصنيف درجات البنود على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وقد قام إدواردز بدراسة هذه العلاقة في سنة ١٩٥٥ حيث استخدم ١٣٥ عبارة في مجموعة التصنيف وكانت عينة المفحوصين مؤلفة من ٥٠ من الذكور، ٥٠ من الإناث وقام المفحوصون بوصف أنفسهم عن طريق تصنيف هذه العبارات في ١١ فئة وبالتالي كانت تكرارات العبارات كما يلي:

الفئات	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
التكرار	٥	٧	٨	١٤	٢٠	٢٧	٢٠	١٤	٨	٧	٥

كما كانت الأوزان التي أعطيت للعبارات هي من ١ ـ ١١ كما سبق أن أوضحنا.

ثم حسبت بعد ذلك متوسطات البنود (المجموع الكلي للأوزان ÷ العدد الكلي للعينة) وبناء عليه حسب معامل الارتباط بين هذه المتوسطات ودرجات البنود على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية حيث وجد أن معامل الارتباط (معامل بيرسون) لمجموعة الذكور = ٠,٨٤ ولمجموعة الإناث = ٠,٨٧

وهناك دراسة أخرى هامة في مجال تصنيف ستيفنسون قام بها كوجان وآخرون سنة ١٩٥٧ حيث تم إعداد مجموعة من العبارات تقيس ٢٥ سمة من السمات الشخصية، ولكل سمة من هذه السمات مجموعة من العبارات. وعند تحليل البيانات اعتمد الباحثون على درجات كل متغير من هذه المتغيرات الخمس والعشرين بدلاً من الاعتماد على درجة كل عبارة على حدة. ثم قام بعد ذلك عدد من الاخصائيين النفسيين بتصنيف العبارات في فئات كما سبق توضيحه ولكن كان التوزيع ليس اعتدالياً تماماً بل كان شبه اعتدالي وذلك في إطار عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وليس وصف أو قياس الشخصية. وتم حساب المتوسطات للحصول على درجة الميل إلى المعايير الاجتماعية بالنسبة لكل متغير من هذه المتغيرات الخمس والعشرين.

ثم قام الاخصائيون النفسيون بعد ذلك بإعادة تصنيف العبارات في فئات تتراوح بين تدريجات المرض النفسي ـ والصحة النفسية. وعليه أمكن الحصول على درجة متوسطة لكل سمة أو متغير من هذه المتغيرات الخمس والعشرين على هذا البعد (المرض النفسي ـ الصحة النفسية).

وبعد تطبيق هذا التصنيف على مجوعتين من الأفراد (٢٤ من مرض العصاب، ٢٤ من طلبة الجامعة كمجموعة ضابطة) قام الإخصائي النفسي بإجراء مقابلة مكثفة مع أفراد العينة ومن ثم قام بوصفهم بناء على هذه العبارات. وبعد ذلك قام إخصائي نفسي آخر بتقدير شخصيات أفراد العينة بناء على تصنيف آخر.

ويمكن تلخيص هذه التجربة في الجدول التالي:

نوع التصنيف	المجموعة التجريبية		المجموعة الضابطة	
	الميل إلى المعايير الإجتاعية	الصحة النفسية	الميل إلى المعايير الإجتاعية	الصحة النفسية
وصف الذات	٠,٦٧	٠,٥٩	٠,٨٥	٠,٩٠
وصف الاخصائي الأول	- ٠,٤٥	- ٠,٥٣	٠,٧٦	٠,٨١
وصف الاخصائي الثاني	- ٠,٥٤	- ٠,٥٨	٠,٥٣	٠,٦٥

(حيث توضح الأرقام معاملات الاتباط بين نوع التصنيف والميل إلى المعابير الاجتاعية وبعد الصحة النفسية من كل حالة).

ويتضح من هذا الجدول أن متوسط الدرجات في حالة المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة ترتبط ارتباطاً موجباً مع بعد الصحة النفسية وكذلك عامل الميل إلى المعايير الاجتاعية وذلك بالنسبة إلى تصنيف وصف الذات. ولكن الأمر يختلف في المجموعة التجريبية عن المجموعة الضابطة فيما يختص بمعاملات الارتباط المناظرة بالنسبة لتقديرات الاخصائي الأول والأخصائي الثاني ففي المجموعة التجريبية يكون اتجاه العلاقة سالباً بينما نجد أن هذا الاتجاه موجب في حالة المجموعة الضابطة.

ومما يجب أن نشير إليه من أجل التميز بين مقاييس التدريج العادية التي سبق وصفها وطريقة ستينفنسون في التصنيف Q – Sorts هو أنه في هذا التصنيف يطلب من المفحوص وصف شخصيته بتصنيف العبارة في فئات معينة (من ١ إلى ١١) مع تحديد عدد العبارات التي تصنف في كل فئة حتى توزع العبارات توزيعا اعتدالياً. أما في حالة مقاييس التدريج فإن الفرد يقوم بتدريج نفسه أو غيره دون أي قيود من هذا النوع.

المراجع

2 - Edwards, A.l. The measurement of personality traits by scales and inventories, Holt, Rinehard, Winston, 1970.

1 - Borgatta, E, Handbook of Personality, theory and research, Rand McNally, 1968.

3 - Eysenck, H, the structure of Human Personality, Methuen, 1959.

4 - Stagner, R, Psychology of Personality McGraw Hill, 1961.



الفصل السادس

مقاييس الاتجاهات النفسية

سوف نناقش في هذا الفصل موضوعاً من أهم الموضوعات التي ترتبط بسلوك الإنسان وسوف تكون المناقشة من الناحية الكمية أي فيما يتصل بالقياس. هذا الموضوع هو الاتجاهات النفسية عامة ومقاييس وقياس هذه الاتجاهات على وجه الخصوص.

والاتجاهات النفسية كموضوع يحتل أهمية واضحة في مجال علم النفس عموماً وعلم النفس الاجتماعي على وجه الخصوص. وذلك للصلة المتميزة بين الاتجاهات وسلوك الفرد في مواقف حياته اليومية وعليه فإن دراسة الاتجاهات النفسية تحتل أهمية أكاديمية بحته بقدر ما تحتل أهمية تطبيقية. وقد تزايدت هذه الأهمية في الآونة الأخيرة لدرجة أن الكثيرين من المهتمين بدراسة الاتجاهات النفسية يقولون إن موضوع الاتجاهات هو محور علم النفس والدراسات السلوكية مهما تعددت أنواعها.

فهناك زعم بأنه عندما نقوم بقياس شخصية الفرد مستخدمين في ذلك الاستفتاء أو الاختبار لقياس خاصية الثبات الانفعالي أو القدرة على تحمل المسئولية فنحن في الحقيقة نقيس اتجاه الفرد نحو خاصية الثبات الانفعالي أو خاصية القدرة على تحمل المسئولية كما توضحها المواقف المسجلة في الاختبار أو الاستفتاء. كما أنه لو استخدمنا أسلوب الملاحظة لنفس الغرض ـ أي من أجل قياس شخصية الفرد ـ فإننا في الحقيقة نلاحظ اتجاهات الفرد نحو

عناصر البيئة الخارجية كما يعبر عنها بسلوكه وتفاعله مع هذه العناصر والمكونات.

وهناك من يقول أيضاً إن الاتجاهات النفسية في مجموعها هي الدافعية أو القيمة التي تعتبر المحرك الأصلي للأفراد تجاه الأهداف وعلى ذلك فإن الاتجاه النفسي هو المحك الذي يستخدمه الفرد في إصدار الحكم أو القرار بالنسبة لجميع المثيرات التي يتعرض لها في حياته اليومية، ويبدو للوهلة الأولى أن هذا القول هو خلط ومغالطة ظاهرية حيث تتداخل الاتجاهات في الدافعية والقيم، ولكن إذا وفقنا في عملية التحليل وفي إطار ما هو متوفر من نظريات سلوكية حتى الآن نجد أنه من الصعب أن نضع الحدود الفاصلة القاطعة بين الاتجاه النفسي والقيمة من الناحية الإجرائية التطبيقية ولكن قد يكون ذلك ممكناً من ناحية النظرية والمفهوم حيث تتطلب ذلك الضرورة الأكاديمية فقط.

وهناك من يقول أيضاً إن الاتجاهات النفسية هي الأساس الحركي الدينامي للجماعات وليس للأفراد فقط حيث بدون هذه الاتجاهات لا يمكن أن تتم عملية التفاعل الاجتماعي بين الأفراد من أجل تكوين الجماعات وبالتالي إيجاد شبكة العلاقات الاجتماعية وما فيها من قيم ومعايير وتقاليد ونماذج حضارية وثقافية مختلفة.

معنى الاتجاه النفسي

الاتجاه النفسي هو تركيب عقلي نفسي أحدثته الخبرة الحادة المتكررة ويتميز هذا التركيب بالثبات والاستقرار النسبي. وبمعنى آخر يمكن أن تقول إن الإتجاه النفسي هو حالة عقلية نفسية لها خصائص ومقومات تميزها عن الحالات العقلية والنفسية الأخرى التي يتناولها الفرد في حياته وتفاعله مع الأفراد الآخرين ـ وهذه الحالة تدفع بالفرد إلى أن ينحو إلى أو ينحو عن مواقف وعناصر البيئة الخارجية. وتوضيحاً لذلك فإن هذه الحالة العقلية

النفسية أو الاتجاه النفسي يصبح الإطار المسبق الذي يستخدمه الفرد في إصدار احكامه وتقييمه بالنسبة لما يتعامل معه من مواقف، فهي حالة (مع) أو (ضد). ويمكن أن نلاحظ ذلك في اقتراب وحب شعب لشعب آخر أو كراهية جماعة لجماعة أخرى والتعصب ضدها وكذلك حب الفرد لنوع خاص من الملبس وكراهيته لنوع آخر أو إقباله بعاطفة ورغبة على نمط خاص من أنماط الحياة وأعراضه في انفعال وضجر عن نمط آخر. وهكذا.

ويقول ثرستون ـ وهو رائد في مجال قياس الاتجاهات النفسية ـ أن الاتجاه النفسي هو تعميم الاستجابات الفرد تعمياً يدفع بسلوكه بعيداً أو قريباً من مدرك معين.

وعلى هذا فإنه يمكن القول بأن ثرستون يؤكد أولوية الدافعية على الاتجاهات أو بمعنى آخر أصبحت الاتجاهات من وجهة نظر ثرستون هي حصيلة التعميم الموجب أو السالب لاستجابات الفرد وهذه الاستجابات تتحكم فيها إلى حد كبير قوي الدافعية وشحناتها بدرجاتها المتفاوتة المختلفة.

ويرى توماس أن الاتجاه النفسي هو موقف الفرد تجاه إحدى القيم الاجتماعية أو المعايير العامة السائدة في البيئة الخارجية للفرد. فموقف الفرد من قيمة الصدق أو الأمانة أو الشجاعة أو غير ذلك هو في واقعه اتجاه نفسي وموقفه من معايير الحلال والحرام هو أيضاً في واقعه اتجاه نفسي.

وبذلك نجد أن توماس فرق بوضوح بين الاتجاه النفسي والقيمة وكذلك بين الاتجاه والمعيار ولكنه حدد وضع الاتجاه النفسي بأنه المتغير التابع أو النتيجة في حين أن القيمة أو المعيار كان لها وضع المتغير المستقل أو السبب وبمعنى آخر فلا يمكن أن يكون هناك اتجاه إلا إذا كانت هناك قيمة وكان هناك معيار وعلى ذلك فقد قدم توماس القيمة والمعيار على الاتجاه النفسي.

ونجد أن بوجاردس ـ وهو من أوائل الدراسين النابهين في ميدان الاتجاهات النفسية ـ قد حدد وجود الاتجاه النفسي والقيمة الاجتماعية والمعايير العامة في إطار البيئة الاجتماعية بما تحتويه من قوى ومقومات وضغوط

وديناميات متباينة متعددة. فيرى أن الاتجاه النفسي هو عبارة عن ميل الفرد الذي يدفع بسلوكه تجاه عناصر هذه البيئة الخارجية قريباً منها أو بعيداً عنها متأثراً في ذلك بالمعايير والنظم الموجبة أو السالبة التي تفرضها هذه البيئة.

وعليه فإن الاتجاه النفسي ـ من وجهة نظر بوجاردس ـ هو حصيلة الضغوط الاجتماعية التي تبذلها عناصر البيئة الخارجية على الفرد وذلك في إطار المعايير والعادات والتقاليد التي تمثل هذه القوى وهذه الضغوط المختلفة أما ألبورت ـ وهو رائد متميز في مجال الاتجاهات النفسية ـ فإنه يصف الاتجاه النفسي بأنه حالة من التهيؤ والتأهب العقلي العصبي التي تحددها مجموعة الخبرات المتكررة بحيث تستطيع حالة التأهب هذه أن توجه سلوك الفرد نحو المثيرات التي تتضمنها مواقف البيئة.

ومن الواضح أن حالة التأهب أو التهيؤ العقلي العصبي هذه قد تكون قصيرة المدى غير ثابتة وقد تكون عميقة ذات مدى بعيد.

ففي الحالة الأولى عندما تكون حالة التأهب لحظية نجد أنها تنتج من تفاعل مؤقت بين الفرد وعناصر البيئة مثل اتجاه الجائع نحو الطعام لحظة إحساسه بالجوع.

أما عندما تكون حالة التأهب عميقة بعيدة المدى فإنها تكون حصيلة تفاعل دائم ومستمر مع مكونات البيئة الخارجية مثل اتجاه الفرد نحو شعب من الشعوب أو اتجاه الفرد نحو صديق له حيث أن هذا الاتجاه ثابت نوعاً ما ومثل ذلك اتجاه شعوب العالم الثالث نحو الشعوب الصناعية ويقول نيوكمب إن مفهوم الإتجاه النفسي يقوم على عنصرين أساسين:

أولها) أن الاتجاه النفسي يجب أن يمثل قنطرة ادراكية معرفية بين حالة الفرد النفسية وبين سلوكه وتعامله مع عناصر البيئة.

وثانيها) أنه بناء على النقطة الأولى يجب أن نفهم الاتجاه النفسي ونتعرف عليه من خلال الأنماط السلوكية للأفراد.

وبذلك يرى نيوكمب أن الاتجاه النفسي هو تنظيم خاص للعمليات السيكلوجية وهذا التنظيم يمكنه الاستدلال عليه من سلوك الفرد وذلك بالنسبة لمدركات نوعية في بيئته الخارجية. وهذا التنظيم كذلك إنما هو حصيلة الخبرة السابقة للإنسان.

ونجد نبوكمب كذلك يفرق بين الدوافع والاتجاهات على النحو التالي:

(أ) تبدو الدوافع وترتبط بالحالات التي ينشط فيها الفرد ويسعى لتحقيق أهدافه وأغراضه. أما الاتجاهات فهي تتعلق بالفرد في جميع حالاته ومن ثم فإن الاتجاهات لها صفة الدوام والاستمرار النسبي.

(ب) والاتجاهات كذلك أكثر شمولاً وعمومية من الدوافع ـ غير أن بعض الدوافع التي تكون لها صفة الشمول يصبح من الصعب تميزها عن الاتجاهات. ومن هنا يمكن القول بأن الاتجاهات النفسية هي حصيلة تفاعل الفرد مع المثيرات المتنوعة التي تنجم عن البيئة بأنماطها ونماذجها الثقافية والحضارية الموروثة عن الأجيال السابقة.

مكونات الاتجاه النفسي وعناصره

يمكن أن نقول إن الاتجاه النفسي يتكون من أربع عناصر أساسية تتفاعل مع بعضها البعض لتعطي الشكل العام للاتجاه. وهذه العناصر قد تكون لها الصفة التشريحية بمعنى أنها تفترض من أجل توضيح مكونات الاتجاه إلا أنها ذات ضرورة من أجل عملية قياس الاتجاه النفسي وللتفريق بين الاتجاه ومتغيرات أخرى مثل الرأي والعقيدة وغير ذلك ـ ويمكن أن نشير إلى مكونات الاتجاه فيما يلي:

(أ) **المكون الإدراكي:** وهو مجموع العناصر التي تساعد الفرد على إدراك المثير الخارجي (أو الموقف الاجتماعي) أو بمعنى آخر الصيغة الإدراكية التي يحدد عن طريقها الفرد هذا الموقف الاجتماعي أو ذاك. وقد يكون ذلك الإدراك حسياً عندما تتكون الاتجاهات نحو الماديات أو ما هو ملموس منها

وقد يكون هذا الإدراك اجتماعياً ـ وهو الصيغة الغالبة ـ عندما تكون الاتجاهات نحو المثيرات الاجتماعية والأمور المعنوية. ولذلك وبناء على مفاهيم الإدراك الاجتماعي تتدخل مجموعة كبيرة من المتغيرات في هذا المكون الإدراكي مثل صورة الذات ومفهوم الفرد عن الآخرين وأبعاد التشابه والتطابق والتمييز.

ويعتبر هذا المكون الإدراكي من أهم مكونات الاتجاه النفسي إذ أنه يمثل الأساس العام لبقية المكونات.

(ب) **المكون المعرفي:** وهو عبارة عن مجموع الخبرات والمعارف والمعلومات التي تتصل بموضوع الاتجاه والتي آلت إلى الفرد عن طريق النقل أو التلقين أو عن طريق الممارسة المباشرة. كما يضاف إلى ذلك رصيد المعتقدات والتوقعات. وعليه فإن قنوات التواصل الثقافية والحضارية تكون مصدراً رئيسياً في تحديد هذا المكون المعرفي إذ أنها تقوم بنقل الخبرات من جماعة إلى جماعة ومن جيل إلى آخر كما تسهم أيضاً في نشر وتوزيع المعارف والمعلومات. والمصدر الرئيسي الآخر في تحديد هذا المكون المعرفي هو مؤسسات التربية والتنشئة التي يتعرض من خلالها الفرد للخبرات المباشرة.

(هـ) **المكون الانفعالي:** يعتبر المكون الانفعالي للاتجاه هو الصفة المميزة له والتي تفرق بينه وبين الرأي. فشحنة الانفعال المصاحبة للاتجاه هي ذلك اللون الذي بناء على عمقه ودرجة كثافته يتميز الاتجاه القوي عن الاتجاه الضعيف كما يتميز الاتجاه عموماً عن المفاهيم الأخرى مثل الرأي والرأي العام والعقيدة والميل والاهتمام.

(د) **المكون السلوكي:** وهو مجموع التعبيرات والاستجابات الواضحة التي يقدمها الفرد في موقف ما نحو مثير معين. ومن الترتيب المنطقي أن الإنسان يأتي بسلوك معين تعبيراً عن إدراكه لشيء ما ومعرفته ومعلوماته عن هذا الشيء وعاطفته وانفعاله نحو هذا الشيء. ولذلك فإن المكون السلوكي للاتجاه النفسي هو نهاية المطاف. فعندما تتكامل جوانب الإدراك وابعاده

ويكون الفرد بناء على ذلك رصيداً من الخبرة والمعرفة والمعلومات التي تساعد في تكوين العاطفة أو الانفعال يقوم الفرد بالنزوع أو السلوك أو تقديم الاستجابة التي تتناسب مع هذا الانفعال وهذه الخبرة وهذا الإدراك.

عملية تكوين الاتجاه النفسي:

يتكون الاتجاه النفسي عند الفرد ويتطور من خلال التفاعل المتبادل بين هذا الفرد وبيئته بكل ما فيها من خصائص ومقومات. وتكوين الاتجاه النفسي بغض النظر عن كونه سالباً أو موجباً إنما هو دليل على نشاط الفرد وتفاعله مع البيئة.

ويمر تكوين الاتجاه النفسي بثلاث مراحل هي:

أ - **المرحلة الإدراكية المعرفية:** وهي المرحلة التي يدرك فيها الفرد المثيرات التي تحيط به ويتعرف عليها ومن ثم تتكون لديه الخبرات والمعلومات التي تصبح إطاراً معرفياً لهذه المثيرات والعناصر.

ب - **المرحلة التقييمية:** وهي مرحلة يقوم فيها الفرد بتقييم حصيلة تفاعله مع هذه الميزات والعناصر - ويستند في عملية التقييم هذه إلى ذلك الإطار الإدراكي المعرفي بما فيه من متغيرات موضوعية مثل خصائص الأشياء ومقوماتها ومن متغيرات ذاتية مثل تلك التي أشرنا إليه في الجانب الاجتماعي من الإدراك مثل صورة الذات وأبعاد التطابق والتشابه والتمييز وهي جميعها تعتمد على ذاتية الفرد وأحاسيسه ومشاعره.

(هـ) **المرحلة التقريرية:** وهي مرحلة التقرير أو إصدار الحكم بالنسبة لعلاقة الفرد مع عنصر من عناصر البيئة فإذا كان ذلك الحكم موجباً تكون الاتجاه الموجب لدى الفرد والعكس صحيح.

قياس الاتجاهات النفسية:

عند الحديث عن قياس الاتجاهات النفسية لا بد أن نشير إلى عدة نقاط رئيسية لا نريد أن نسميها مشكلات أو عقبات ولكن من الأفضل أن نعرفها

على أنها مجموعة من الحقائق الهامة التي يجب على إخصائي القياس أن يأخذها في اعتباره:

١ إن عملية قياس الاتجاه النفسي ليست في عمومية قياس الذكاء أو القدرات بل هي أقرب إلى النوعية والخصوصية مثل مقاييس الشخصية ومن ثم فإن إعداد المقياس يتطلب الاعتماد على خصائص الجماعة ونوعية المواقف التي تتصل بالاتجاه. وهنا يتطلب الأمر الاتصال بأفراد الجماعة عن طريق المقابلات الشخصية لمعرفة أبعاد الاتجاه ومحدداته والمتغيرات التي ترتبط به بل وما هـو أهم من ذلك جميعاً وهو معرفة ماذا نريد أن نقيس. إذ أن هذه العملية التمهيدية تقود إلى تحديد الاتجاه النفسي تحديداً واضحاً. ولتوضيح ذلك نقول إن هناك الكثير من الدراسات في مجال قياس الاتجاهات تدور حول « قياس اتجاه الطلاب مثلاً نحو مادة الرياضيات أو اللغة الانجليزية أو غير ذلك من المواد الدراسية » ونجد أن المقياس قد جهز بطريقة ما لتوضيح مدى تقبل أو عدم تقبل الطلاب أو غيرهم لهذه المواد الدراسية. ولو أن القائم على إعداد هذا المقياس قد بدأ دراسته بدراسة استطلاعية كأن يجري بعض المقابلات الشخصية عن موضوع الاتجاه أو بتطبيق بعض الأسئلة مفتوحة النهاية **Open-ended quest** لكان بناء مقياس الاتجاه قد تغير بصورة أو بأخرى. ذلك لأن الباحث أفترض أن الطلاب إما (يميلون) إلى هذه المادة الدراسية أو (يعرضون) عنها ولكن قد توضح البيانات الأولية أن الاتجاه يتدرج من التقبل الضعيف إلى التقبل القوي ولكن لا يتدرج من الرفض إلى القبول. وهكذا بالنسبة لما قد توضحه البيانات الأولية التي تجمع عن طريق المقابلة الشخصية أو الاسئلة مفتوحة النهاية.

وعن طريق هذه البيانات الأولية أيضاً يتمكن الاخصائي من جمع عدد كبير من التعبيرات والجمل والتعليقات والصيغ اللفظية التي قد تصلح تماماً لتكوين وحدات وبنود مقياس الاتجاه.

٢ من الأمور التي يجب أن يهتم بها الأخصائي في مجال قياس الاتجاهات

ما يتعلق بإعداد مجموعة البنود أو العبارات أو ما يسمى حالياً « بنك الاسئلة أو البنود » وهذه العملية تتطلب جمع كل العبارات التي تتصل بموضوع الاتجاه في صيغ مختلفة ثم اعدادها في صورة يمكن استخدامها بمعنى أن يتوفر في كل عبارة أو بند المفهوم المحدد الذي يثير اهتمام المفحوص ويدعوه إلى أن يستجيب لمضمونه وما يهدف إليه. ويجب أن يلاحظ الاخصائي كذلك أن كثيراً من مقاييس الاتجاهات تفشل نتيجة اعداد خاطىء لبنك البنود وبخاصة عندما يعتمد في اعدادها على مجرد تكوين نظري يعتقد الاخصائي أنه صحيح ومناسب. ولذلك ننصح أن يتم إعداد هذا البنك من واقع استجابات أفراد الجماعة في مقابلة شخصية أو لاسئلة مفتوحة النهاية. فعبارة المقياس هي وحدته البنائية التي يجب أن يتم إعدادها بدقة حتى يصبح المقياس دقيقاً. وهذه العبارة غالباً ما تكون في صيغة تقريرية مثل « المكان الطبيعي للمرأة هو البيت » أو « الرجال أكثر ذكاء من النساء ». كما أن العبارة أو البند يجب أن يغلب عليها اللون العاطفي أو الانفعالي حتى تمثل مثيراً يتحدى استجابة المفحوص فعلى سبيل المثال لا نقول:

« الناس في هذا المكان مشغولون دائماً عني » ولكن من الأوفق أن نقول « أشعر وكأنني شخص غير مرغوب فيه في هذا المكان » وذلك لأن الاحساسات والمشاعر تملأ العبارة الثانية والأمر ليس كذلك بالنسبة للعبارة الأولى.

٣ هناك أيضاً ما يجب أن نلفت انتباه الاخصائي إليه وهو نتائج استجابة المفحوصين لوحدات المقياس. هذه الاستجابة يمكن أن تعتبر دليلاً على نجاح المقياس أو فشله. لذلك يجب أن يلاحظ الاخصائي ما يلي كعلامات غير مشجعة أو توحي إليه بضرورة إعادة النظر في المقياس:

ـ ميل المفحوصين إلى المراوغة واللف والدوران بالنسبة لعبارات المقياس حيث تكثر استفساراتهم حول معناها وما نقصد إليه.

- ميل المفحوصين إلى تعديل العبارات وتغيير معناها وإعادة صياغتها أو استبدال ألفاظها.

- اقتراح بعض المفحوصين بإضافة عبارات جديدة إلى المقياس أو حذف بعض العبارات. وخاصة العبارات التي يقولون عنها أنها غير مألوفة.

- كثرة الاستجابات المحايدة (لا أدري - لا أعرف - لم أكون رأياً وهكذا).

- عدم تحمس المفحوصين إلى الاستمرار في الاستجابة لبنود المقياس.

٤ من المفروض كذلك أن تكون وحدات المقياس حقيقية وليست افتراضية فالمطلوب هو أن يعبر المفحوص عما يشعر به فعلاً وبما يقوم به حقيقة وليس عما يجب أن يكون أو من المحتمل أن يحدث. وهذا يعتمد في حقيقة الأمر على كيفية صياغة البند أو العبارة وكذلك على مدى ارتباطها بواقع الجماعة ومواقف الحيلة اليومية فيها.

٥ من المحتمل أيضاً أن يكون هناك ما يسمى بنسق الاستجابة «Responce set» يؤثر على استجابات المفحوصين بالنسبة لمقياس الاتجاه. وهذا النسق هوميل معظم المفحوصين للإجابة على بنود المقياس بطريقة معينة غالباً ما تكون لا علاقة لها بمحتوى بنود المقياس.

وربما كان أهم هذه النسق ما أشرنا إليه سابقاً في مجال قياس الشخصية وسميناه عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية أو الرغبة الاجتماعية. حيث نلاحظ أن معظم المفحوصين يختارون الاستجابة التي تدل على اتجاه مقبول من الناحية الاجتماعية مثل ما يحدث عند قياس اتجاهات الامريكيين نحو «السامية».

وهناك نسق آخر هو نسق المسايرة aquiescence أو الإذعان للغالبية من أراء واتجاهات الجماعة كما يحسها الفرد ويستشعرها. وغالباً ما تكن هذه المسايرة نحو الموافقة أكثر منها نحو الرفض وخاصة إذا كانت العبارات أو

البنود في صياغة أقرب إلى العمومية المقبولة التي لا تقترب من النواحي الشخصية أو الفردية في الجماعة.

وقد تكون هناك نسق أخرى تقوم على التعصب والتسلط وعدم المرونة وتؤثر عل إجابات المفحوصين بطريقة قد تكون بعيدة عن محتوى عبارات أو بنود مقياس الاتاه.

وما يجب أن يأخذه الاخصائي في اعتباره أن اعداد عبارات مع الاتجاه وأخرى ضد الاتجاه لا يحل مشكلة تأثير هذه النسق على الإجابات إذ أن هذه النسق لا تتصل بمحتوى بنود المقياس، وإن كان هذا يساعد على قياس هذه النسق واستخلاص البنود ذات الصلة الوثيقة بها كما فعل إدواردز في بعض اختبارات الشخصية. والحقيقة أن هذا الميدان ـ وخاصة في مجال الاتجاهات النفسية ـ يحتاج إلى الكثير من البحوث والدراسات الميدانية لتوضيح الغموض الذي تحدثه نسق الاستجابة هذه.

٦ مما ينصح به كذلك أن يهتم الاخصائي بتجانس مقياس الاتجاه أو أن يقيس بعداً واحداً فقط وهذه تسمى بخاصية إحادية البعد للمقياس **Unidimensionality** فبالإضافة إلى منطقية العلاقة بين الوحدات أو البنود كما يستدل عليها الاخصائي المدرب يمكن الاستعانة بحساب معاملات الارتباط البينية للبنود ـ مع ملاحظة اتجاه العبارات ـ للاستدلال بها على هذه الخاصية التي يجب أن يعتبرها الاخصائي إحدى المواصفات الأساسية في مقياس الاتجاه.

٧ ومن الخصائص التي يجب أن تتوفر في مقياس الاتجاه ويجب أن يلاحظه الإخصائي هي خاصية الخطية **Linearity** وتساوي الوحدات أو الفئات **Equal intervals** وهذا يعني أن مقياس الاتجاه يجب أن يتمشى مع النموذج الخطي لتوزيع الوحدات كما يجب أن تكون هذه الوحدات متساوية كذلك.

ومما يجب أن يؤخذ في الاعتبار كذلك الدلالة السيكلوجية لهذه الوحدات أو الفئات. فنحن نفترض الخطية وتساوي الوحدات في مقياس الاتجاه ولكن

يجب أن نكون على ثقة من معنى الدرجات التي نحصل عليها من هذا المقياس أو بمعنى آخر لا بد أن نتبع افتراضنا للخطية والتساوي بتفسير سيكلوجي واضح يعطي معنى قاطعاً لهذه الدرجات: وعليه يمكن أن نعلل للاختلافات بين درجات أفراد المجموعة كما يمكن أيضاً مقارنة الوحدات في مقياسين مختلفين لاتجاه واحد.

وإذا تعذر الأمر في استخدام فرض تساوي الوحدات فإنه يمكن للإخصائي أن يلجأ إلى فكرة مقياس الرتب الذي قد يساعد كثيراً في هذه الناحية (راجع مستويات القياس).

٨ ربما يكون من غير اللازم أن نؤكد خاصية هامة للمقاييس على وجه العموم وهي خاصية الثبات وقد سبق أن أشرنا إليها على أنها درجة خلو نتائج أو درجات المقياس من الأخطاء التي تعود إلى عوامل الصدفة، وهذا يعني أنه إذا كان المقياس ثابتاً فإننا سوف نحصل دائماً على نفس النتائج تقريباً كلما استخدمنا هذا المقياس في هذه المجموعة.

ولكن الصعوبة التي يجب أن نعترف بها ترتبط بخصائص الاتجاه نفسه كمفهوم حيث أنه من المتوقع أن يكون الاتجاه النفسي حركياً غير ثابت يتغير ربما من لحظة إلى أخرى وليس معنى هذا أنه يتغير من السلبية إلى الإيجابية بل قد تتغير درجته في نفس الاتجاه السلبي أو الإيجابي. وعلى ذلك فإنه لا يمكن تفسير معامل ثبات مقياس الاتجاه في حدود مفهوم تقارب النتائج في حالة إعادة التطبيق ومن ثم لا بد أن نلجأ إلى مفهوم آخر من مفاهيم الثبات وهو مفهوم التناسق الداخلي. هذا المفهوم يساعد على البحث في ثبات درجات مقياس الاتجاه النفسي باستخدام معامل ألفا ـ معادلة كودر وريتشاردسون رقم ٢٠ ـ وقد سبق الإشارة إلى ذلك في موضع آخر من هذا الكتاب. (راجع ثبات الاختبار).

ولا بد أن نكرر هنا أن المعامل الذي نحصل عليه من تطبيق هذه المعادلة يعتبر من حيث القيمة العددية أقل معاملات الثبات، ولذلك يمكن تعضيد هذه الطريقة باستخدام التجزئة النصفية للحصول على معامل ثبات المقياس.

٩ الخاصية الأخرى الملازمة للخاصية السابقة هي خاصية الصدق التي يجب أن تتوفر بالضرورة في أي مقياس كما سبق أن أشرنا إلى ذلك.

وقد تكون الصعوبة الأولى التي نشير إليها هي صعوبة أساسية تتصل بقدرة المقياس اللفظي على أن يدل فعلاً على سلوك له علاقة بموضوع الاتجاه النفسي إذا مارس الفرد الموقف في صورة مباشرة، وهناك العديد من الدراسات التي تدعو إلى الشك في قدرة المقياس اللفظي على ذلك.

لذلك قد يلجأ الاخصائي إلى إحدى طريقين للتأكد من صحة مقياس الاتجاه: الأولى وهي التي وصفناها سابقاً في مقاييس الشخصية وسميناها طريقة استطلاع أراء الحكام. حيث يعرض الفاحص البنود أو الوحدات على مجموعة من الحكام المدربين المتخصصين ليحكموا عل مدى علاقة كل بند من هذه البنود بموضوع الاتجاه الذي يقسم المقياس ثم تعالج النتائج كما سبق شرحه.

والطريقة الثانية هي أن يلجأ الباحث إلى استخدام مجموعات المحك بناء على مفهوم الصدق على أنه القدرة على التميز بين طرفي الاتجاه. حيث يتم تطبيق المقياس على مجموعة تتصف تماماً بجميع خصائص الاتجاه مثل جماعات التعصب العنصري أو الديني أو السياسي (مجموعة المحك) في مقابل مجموعة أخرى عادية بعيدة عن خصائص هذا الاتجاه (المجموعة الضابطة). ويتم تعيين صدق المقياس بناء على قدرته على التمييز بين هاتين المجموعتين.

وعلى العموم نستطيع أن نقول إن موضوع صدق مقاييس الاتجاهات لا تزال ـ رغم استخدام منهج التحليل العاملي في بعض الحالات ـ مفتوحاً ويتطلب المزيد من الدراسات الميدانية.

١٠ وخاصية أخيرة قد يكون من الصعب على الإخصائي تحقيقها عملياً وهي تتصل بمعنى تراكم واستمرارية درجات مقياس الاتجاهات. ولتوضيح ذلك لنفرض أنه عند تحديد وزن كتلة من الحجر أشار الميزان إلى الرقم ١٥٠ فهذا يعني أن وزن هذه القطعة هو ١٥٠ كيلوجرام وعند قراءة

هذا الرقم نعرف أن وزن هذه القطعة تعدى الـ ١٥٠ رقماً الأولى ليصل إلى علامة ١٥٠. وكذلك قطعة الخشب التي طولها ٤٠سم لا بد أنها تعدت العلامات الأربعين الأولى لتصل إلى هذا الرقم.

وكذلك المريض الذي يعاني من مرض ما وظهرت عليه الاعراض رقم(٥) مثلاً فمعنى ذلك أنه لا بد وقد ظهرت عليه سابقاً الأعراض رقم ١ ثم ٢ ثم ٣ ثم ٤ حتى يصل إلى الاعراض رقم (٥).

فهل يمكن عندما نعرف درجة الفرد على مقياس الاتجاه نستطيع أن نحدد وضعه بالنسبة لموضوعه؟ أو بمعنى آخر هل يمكن أن نعرف أي العبارات التي أجاب عليها الفرد بالإيجاب وأيها أجاب عليها بالرفض؟

ففي حالة مقاييس الذكاء المتدرجة يمكن تحقيق ذلك فعندما نعرف درجة الفرد على الاختبار نستطيع أن نقرر أي الأسئلة أجاب عليها إجابات صحيحة وأيها أجاب عليها إجابات خاطئة. فإذا كانت درجة الفرد ٤٠ من ٥٠ يمكن أن نقول أنه أجاب إجابات صحيحة عن الأربعين سؤالاً وإجابات خاطئة عن العشرة الباقية (حيث أنه لا يمكن للمفحوص أن يجيب عن سؤال ما إلا إذا أجاب إجابة صحيحة عن السؤال الذي يسبقه). مثل هذا الموضوع في مقاييس الاتجاهات يحتاج إلى الكثير من الدراسات والبحوث لقلتها فيه وحاجته الشديدة إليها.

بعد استعراضنا للنقاط العشرة التي أشرنا إليها سابقاً على أنها حقائق هامة يجب على الاخصائي في ميدان قياس الاتجاهات النفسية أن يأخذها في اعتباره، نحاول الآن أن نعرض لأهم أنواع الطرق المعروفة لقياس الاتجاهات النفسية:

أولا - مقياس التباعد النفسي الاجتماعي Social distance Scale

وصف هذا المقياس بوجاردس في سنة ١٩٢٥ وقد عدل بعد ذلك أكثر من مرة واستخدم كثيراً. ويمكن توضيحه في النموذج التالي:

التعليمات:

بناء على احساساتك ومشاعرك وللوهلة الأولى صنف هذه المجموعات العنصرية بناء على واحدة أو أكثر من التصنيفات الموضحة أدناه: (ضع دائرة حول الرقم)

	المصاهرة	اصدقاء شخصيون	جيران	زملاء في العمل	المواطنة في بلدي	لزيارة (بلدي)	يطردون من بلدي
الكنديون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الصينيون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الانجليز	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الفرنسيون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الالمان	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الهنود	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧

وواضح من هذا المقياس أنه يقيس بوضوح اتجاه التعصب العنصري كما يتضح أيضاً أن التصنيفات السبعة التي تكون البناء الأساسي لهذا المقياس تبدو معقولة ومتفقة إلى حد ما مع النقاط الأساسية العشرة التي سبق سردها في الفقرات السابقة.

ولكن قد يؤخذ على هذا النوع من المقاييس صعوبة التعليمات التي قد لا تساعد المفحوص على الاستجابة بصورة مبسطة ولذلك يلاحظ أن معظم الاستجابات تأتي في المنطقة المتوسطة من هذه التصنيفات حيث تدل على القبول المتوسط بين الرفض الكامل والتقارب الكامل. وبمعنى آخر نجد أن معظم الاستجابات تجمعت عند الرقم ٤.

ونلاحظ أيضاً في هذا النوع من المقاييس أن تساوي الفئات أو الوحدات غير وارد إذ أنه ليس من المعقول أن تكون المسافة بين قبول هذه الجماعة العنصرية أو تلك كمواطنين. وقبولهم كزائرين فقط تساوي المسافة بين قبولهم كزائرين وطردهم من البلاد أي أنه ليس من المعقول أن تتساوى

المسافة بين التصنيف رقم ٥ والتصنيف رقم ٦ مع المسافة بين رقم ٦، رقم ٧. وبناء على ذلك نتوقع أن تكون هناك صعوبات من نوع خاص في حساب الدرجات على هذا المقياس.

وعلى الرغم من ذلك فقد استخدم مقياس التباعد النفسي الاجتماعي في أكثر من دراسة وثبتت قدرته وفاعليته وقد عاد بوجاردس وقام بعدة تعديلات في هذا المقياس بهدف تبسيط التعليمات وضبط عملية حساب الدرجات. وقد استخدم كيرسن المقياس بعد التعديل في مجموعة من الدراسات المتتالية.

ثانياً - مقياس ثرستون:

اهتم ثرستون بصورة واضحة بتساوي المسافات بين وحدات المقياس وقد كان اهتمامه مبنياً على التجارب التي أجريت في ميدان علم النفس الفيزيائي (psychophysics) من أجل إيجاد مقاييس ذات وحدات متساوية لقياس خصائص الأفراد وخاصة الفيزيكية مثل الوزن أو الطول وما إلى ذلك، حيث أنه كلما كان الفرق الحقيقي بين وزن عنصرين ضئيلاً كلما كان عدد الناس الذين يميزون هذا الفرق ضئيلاً أيضاً. وقد فكر ثرستون بنفس الطريقة عند تصميمه لمقياس يقيس اتجاهات الناس نحو موضوع ما. فقد بدأ محاولته بأن طلب من الأفراد المفحوصين بأن يقارنوا عبارات مقياس الاتجاه على هيئة أزواج ثم يقرر الفرد أي العبارتين أكثر إيجابية أو أكثر سلبية في التعبير عن الاتجاه. ولكن هذه الطريقة - التي عرفت فيما بعد بطريقة المقارنة الزوجية - تصبح صعبة التطبيق وخاصة إذا أصبح عدد العبارات عشرين مثلاً ففي هذه الحالة سوف يقوم الفرد بفحص ١٩٠ زوجاً من العبارات $\left(\frac{ن\ (ن - ١)}{٢ \times ١}\right)$.

وهذا العدد - عشرين عبارة - هو العدد المعتاد في مثل حالات قياس الاتجاهات وعلى ذلك فقد طور ثرستون طريقة أخرى تستهلك جهداً من

المفحوص أقل من طريقة المقارنة الزوجية وهي طريقة الفئات المتساوية (المفترضة).

وتتلخص هذه الطريقة في جمع عدد كبير من العبارات أو البنود التي يفترض أنها تقيس الاتجاه المطلوب قياسه ويفضل أن يتراوح عدد هذه العبارات بين ١٠٠ - ١٥٠ عبارة ويتم عرضها على حوالي ٤٠ - ٦٠ من الحكام المدربين وفي نفس الوقت يمثلون الجماعة التي يطبق عليها مقياس الاتجاه. وتجهز العبارات بأن تكتب كل عبارة على بطاقة مستقلة وتوضح التعليمات للحكام بأن هذه العبارات إنما تقيس اتجاهاً نفسياً محدداً يتكون مقياسه من أحد عشر نقطة تبدأ من الاتفاق الكامل وتنتهي بالرفض الكامل مروراً بنقطة متوسطة محايدة. ويطلب من الحكام قراءة كل عبارة بدقة ثم تصنيفها في أحدى هذه الفئات الأحد عشر: بحيث تكون الفئة رقم (١) تضم تلك العبارات المقبولة جداً (اتفاق كامل) والفئة رقم (١١) تضم العبارات غير المقبولة إطلاقاً (الرفض الكامل)، وذلك بغض النظر عن الرأي الشخصي للحكم بالنسبة لكل بند ولكن يتم التصنيف حسب محتوى العبارة ومعناها وعلاقتها بالاتجاه الذي من المفروض أن تقيسه.

وعند تحليل استجابات مجموعة الحكام لهذه البنود أو العبارات سوف نأخذ في اعتبارنا (تشتت) هذه الاستجابات فكلما زاد هذا التشتت دل ذلك على غموض العبارة وعدم صلاحيتها لمقياس الاتجاه. ويمكن الكشف عن هذا التشتت عن طريق التباين أو الانحراف المعياري أو المدى الارباعي وإن كان هذا الأخير هو أسهل هذه الأدوات وأسرعها كما أنه يسهل معرفة الدرجة الوسيطية التي نحتاجها - كما سبق أن أوضحنا - لتحديد درجة البند أو العبارة على أي نوع من أنواع المقاييس.

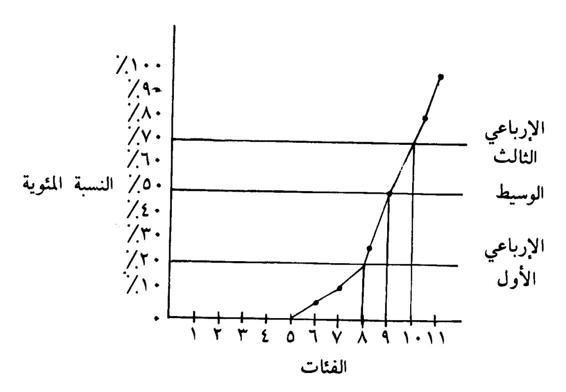
ويمكن استنتاج الوسيط والمدى الارباعي من المنحنى التكراري المتجمع وذلك على النحو التالي:

١ - تصف استجابات الحكام بالنسبة لكل بند كما في الجدول التالي:

(مثال توضيحي)

الاستجابة	التكرار	النسبة المئوية	النسبة المئوية المجتمعة
١	٠		
٢	٠		
٣	٠		
٤	٠		
٥	٠		
٦	٢	٤٪	٤٪
٧	٢	٤٪	٨٪
٨	١٠	٢٠٪	٢٨٪
٩	١١	٢٢٪	٥٠٪
١٠	١٥	٣٠٪	٨٠٪
١١	١٠	٢٠٪	١٠٠٪
	٥٠	١٠٠٪	

٢ - يرسم بعد ذلك المنحنى التكراري المتجمع للنسب المئوية بحيث تكون الاستجابات (الفئات) الأحد عشر على المحور الافقي (س) بينما تكون النسب المئوية على المحور الرأس (ص). ومن هذا الرسم البياني كما تتضح فيا بعد يمكن استنتاج الوسيط والمدى الإرباعي:



(المنحنى التكراري المجتمع لأحد البنود

الوسيط = ٩

الانحراف أو المدى الإرباعي = $\frac{1}{2}$ (الارباعي الثالث - الارباعي الأول)

ثالثاً - مقياس ليكرت:

يعتبر مقياس ليكرت من المقاييس كثيرة الاستخدام في ميدان قياس الاتجاهات النفسية ذلك لأنها لا تستهلك ذلك الجهد أو الوقت الذي تستهلكه طريقة ثرستون. وبالإضافة إلى ذلك فإن مقياس ليكرت يرتبط ارتباطاً موجباً مع مقياس ثرستون وبمعنى آخر يمكن أن نحصل على نفس النتائج تقريباً عند استخدام كلا المقياسين ومن هنا كان مقياس ليكرت أكثر استخداماً وشيوعاً في ميدان قياس الاتجاهات.

وأول ما يميز مقياس ليكرت هو الاهتمام بأن جميع وحدات المقياس تقيس نفس الاتجاه. كما أن مقياس ليكرت لا يستدعي استخدام مجموعة من الحكام

من أجل تصنيف العبارات أو البنود إذ أن كل عبارة من هذه العبارات مدرجة ذاتياً ابتداء من الموافقة الكاملة إلى الرفض المطلق وذلك على مقياس ذي خمس نقاط هي:

أوافق جداً - أوافق - غير متأكد - أرفض - أرفض تماماً.

وهذه النقاط الخمسة تعطي أوزاناً: ٥، ٤، ٣، ٢، ١، أو ٤، ٣، ٢، ١، .

وعند إعداد مقياس ليكرت لقياس اتجاه ما يمكن اتباع الخطوات التالية:

١ - يتم تجميع عدد مناسب من العبارات التي يرى الاخصائي أنها ذات علاقة بموضوع الاتجاه. وهنا يجب أن نشير إلى ضرورة التدقيق عند اختيار العبارات أو البنود إذ أنه مهما كانت دقة الإخصائي وقدرته على التحليل الإخصائي فإنه لن يستطيع معالجة نتائج أحد مقاييس الاتجاهات الذي لم يحسن اختيار وحداته البنائية. ونحن نتوقع بطبيعة الحال أن يقوم الاخصائي بتحليل الاتجاه قبل اختيار البنود أو العبارات إذ أن عملية تحليل الاتجاه سوف تساعد الإخصائي على اختيار العبارات التي تتعلق بكل عنصر من عناصر الاتجاه النفسي. ونقترح على الإخصائي أن يلاحظ العبارة من حيث الشكل والبناء بحيث تكون العبارة تقريرية مثل «الأب هو المسئول الوحيد عن تربية الأطفال» وأيضاً نقترح على الاخصائي أن يختار العبارة التي تقبل التدريج بحيث تتراوح الأراء حولها بين الموافقة الكاملة والرفض الكامل. وكذلك العبارة التي تمثل موقفاً أو مثيراً يتحدى الفرد وينتزع منه الاستجابة التي تدل على اتجاهه فعلاً أو بمعنى آخر تلك العبارة الحدية التي تستدعي استجابة من نوع خاص. ويمكن للإخصائي أن يختار هذه العبارات من الحوار المتداول بين الناس ومن الشعارات أو ما يكتب في الجرائد اليومية أو من تحليل المحتوى لاستجابات الأفراد لأسئلة مفتوحة النهاية. وهذه الطريقة في جمع العبارات أو البنود سوف تساعد الإخصائي على الاقتراب ما أمكن بالمقياس إلى حقيقة الاتجاه النفسي المطلوب قياسه.

وفيما يختص بمقياس ليكرت الذي نحن بصدده الآن فإنه من المستحسن ألا تكون العبارات من النوع المحايد الذي يمثل الرأي أكثر من تمثيله للاتجاه بل يجب أن تكون العبارة من النوع الذي تصاحب استجابته شحنة انفعالية من درجة ما.

٢ - يتم بعد ذلك إجراء التطبيق التمهيدي لتجريب البنود وقد يحتاج الإخصائي في هذه المرحلة إلى عينة في حدود المائة. ويطلب من أفراد العينة الاستجابة لكل بند بأن يعين الاحتمال الذي يناسبه من (الاحتمالات) الخمسة السابقة الإشارة إليها. وليس فقط مجرد الموافقة أو عدم الموافقة. ويمكن توضيح ذلك في المثال التالي:

العبارة	أوافق جداً	أوافق	غير متأكد	لا أوافق	لا أوافق أبداً
الأطفال هم سبب استقرار الحياة الزوجية			√		
الأطفال مبعث بهجة وسرور		√			
من الصعب التعامل مع الأطفال				√	
رعاية الأطفال أمر شاق				√	
تعليم الأطفال عملية ممتعة		√			

ومن هذا يتضح أن كل فرد من أفراد العينة عليه أن يستجيب لكل بند بإعطاء إشارة معينة تحت أي نقطة من هذه النقاط الخمسة.

٣ - يقوم الإخصائي بعد ذلك بإعطاء الدرجات المناسبة لاستجابات أفراد العينة (تصحيح الإجابات) ولأن يقوم بذلك عليه أن يحدد أولاً معنى الدرجة العظمى للمقياس فإذا كانت الدرجة الكبيرة تعني اتجاهاً إيجابياً كان عليه أن يعطي الدرجة (٥) للموافقة الكاملة والدرجة (١) للرفض المطلق للعبارات الموجبة، وأن يعطي الدرجة (١) للموافقة الكاملة والدرجة (٥) للرفض المطلق للعبارات السالبة. وقد يجد الإخصائي في بعض الحالات أن هناك عبارة أو أكثر لا يستطيع تحديد اتجاهها تماماً بمعنى هل هي سالبة أم

موجبة. وفي هذه الحالة يمكنه أن يدرجها بأي من الطريقتين على أن يتابع معاملات الارتباط بين هذه العبارات وبقية العبارات ليتأكد من اتجاه العبارة.

ونعود ونقول إن هذه صعوبة أساسية يواجهها الإخصائي في ميدان قياس الاتجاهات وبالذات بالنسبة للعبارات التي تحتمل التأويل هل هي سالبة أو موجبة ولذلك يصبح من الأفضل التدقيق في اختيار العبارات منذ البداية حتى لا نواجه مثل هذه الصعوبات بعد إعداد المقياس.

ولتوضيح ذلك لنفرض أن لدينا مقياساً مكوناً من عشر عبارات فإنه من المتوقع إذن أن تكون الدرجة العظمى هي ٥٠ (١٠ × ٥) بينما تكون أقل الدرجات هي ١٠ (١ × ١٠). وإذا كان المجموع الكلي لدرجات أحد المفحوصين هو ٣٥ مثلاً دل ذلك على أن اتجاه هذا المفحوص كما يقيسه هذا المقياس إنما هو أقرب إلى الإيجابية منه إلى السلبية.

نأتي الآن إلى نقطة أخرى هامة تتطلب الشرح والتوضيح وهي عملية تحليل البنود في مقياس ليكرت لاختيار أفضل العبارات للمقياس. خاصة وأن العبارات المختارة سوف تكون ذات وزن واحد أي ليست كما هي الحال في مقياس ثرستون حيث يختلف وزن العبارات. وبطبيعة الحال فإن الوضع المثالي لتحليل البنود واختيارها هو إيجاد معامل الارتباط بين كل بند من بنود المقياس ومحك خارجي دقيق يمكن الوثوق به. ولكن من الوجهة العملية مثل هذا المحك الخارجي في حالة مقاييس الاتجاهات يمكن القول بأنه من الصعب أن يوجد. لذلك فإن أفضل الطرق المعروفة حتى الآن هي الطريقة التي تقوم على افتراض أن مجموعة البنود التي تكون المقياس والتي تم اختيارها بدقة وعناية هي أفضل مقياس للاتجاه الذي نقيسه. ومن ثم فإن هذه البنود إذا كانت متناسقة فيما بينها دل ذلك على أنها تقيس نفس الشيء وبمعنى آخر يمكن أن نزعم صحة أو صدق المقياس.

وإذا سلمنا بذلك يمكن أن تكون طريقة التناسق الداخلي في تحليل البنود هي عبارة عن حساب معامل الارتباط بين كل بند من البنود والدرجة الكلية

للمقياس باستثناء درجة هذا البند). - لاحظ أن كل بند من البنود سوف يقابله مجموعة مختلفة من الدرجات الكلية ولكن هذا سوف لا يؤثر كثيراً على إتمام عملية البحث في التناسق الداخلي للبنود. وبطبيعة الحال كلما كان معامل الارتباط كبيراً دل ذلك على صلاحية البند.

ولنوضح هذه الطريقة بالمثال التالي:

لنفرض أننا نريد أن نحلل البند رقم (٥) مثلاً في أحد مقاييس ليكرت للاتجاهات عندما طبق على مجموعة من (عشرة أفراد). والجدول التالي يوضح البيانات:

الفرد المفحوص	الدرجة الكلية	درجة البند رقم (٥)	الدرجة الكلية - درجة البند (٥)
ا	٤٥	٥	٤٠
ب	٤٢	٥	٣٧
حـ	٣٥	٤	٣١
د	٣٥	٤	٣١
هـ	٢٠	١	١٩
و	٣٩	٤	٣٥
ز	٣٣	٣	٣٠
ح	٤٠	٤	٣٦
ط	٢٢	١	٢١
ى	٢٧	٢	٢٥

وبحساب معامل الارتباط بين البند رقم (٥) وبقية المقياس (الدرجة الكلية باستثناء درجة البند رقم (٥)) نجد أن هذا المعامل حوالي ٠,٩٧ وهو معامل ارتباط يمكن الاعتماد عليه لابقاء البند رقم (٥) في بناء الاختبار. ولكن عندما يقل معامل الارتباط عن ٠,٧ فإننا ننصح الاخصائي ان يستبدل هذا البند لأن احتمال عدم صلاحيته أكثر في هذه الحالة.

كما يجب أن نوضح شيئاً على جانب كبير من الأهمية وهو أنه في حالة تحليل البنود من المفروض أن تكون عينة المفحوصين كبيرة (حوالي ١٠٠) وكذلك عدد البنود كبيراً أي لا يقل عن خمسين. وذلك حتى تعطي لأنفسنا الفرصة للتخلص من العبارات أو البنود التي نشك في صلاحيتها. وعلى ذلك فإن الصورة النهائية للمقياس سوف تتألف من البنود المترابطة أو المتناسقة داخلياً أي تلك التي تقيس شيئاً واحداً يحتمل كثيراً أن يكون هو الاتجاه المطلوب قياسه. وكل عبارة أو بند من هذه البنود يتبعه تدريج من ٥ ـ ١ حيث تدل (٥) على الموافقة الكاملة، (١) على الرفض المطلق مع ملاحظة اتجاه العبارة إذا كانت سالبة أو موجبة والذي عليه يتوقف حساب الدرجة النهائية لاتجاه الفرد المفحوص.

وعند الحديث عن ثبات درجات مقياس ليكرت يمكن أن نشير إلى طريقة التناسق الداخلي السابق الحديث عنها في تعيين معاملات الثبات والتي تتخذ صورة معامل ألفا نظراً لاحتمال تعدد الاستجابات على البند الواحد. ومن أهم الانتقادات التي توجه إلى مقياس ليكرت هو أن نفس الدرجة الكلية على هذا المقياس يمكن أن يحصل عليها أكثر من مفحوص بطرق مختلفة. فقد يكون هناك درجتان كليتان متساويتان ولكنهما مختلفان من حيث المعنى والتفسير ولمعالجة هذا فإن على الإخصائي أن يتفحص نظام الاستجابة قبل أن يعتمد على الدرجة الكلية للمفحوص.

ونقد آخر يوجه إلى هذه الطريقة وهو أن الدرجة (٣) أي التي تفترض أن المفحوص غير متأكد من استجابته لا يمكن اعتبارها نقطة محايدة إذ أنه يمكن تفسيرها على أنها استجابة فاترة نحو الموضوع الذي يقيسه المقياس، أو أنه لا يوجد اتجاه فعلي عند المفحوص تجاه هذا الموضوع أو أنه ليس لدى المفحوص أي سابق خبرة أو معلومة عن الموضوع المطلوب أن يقيس اتجاهه نحوه. وكثرة الاستجابات من هذا النوع لا بد وأن تلفت نظر الاخصائي، وكذلك إذا كانت الاستجابات الموجبة جداً والاستجابات السالبة جداً تكاد

أن تتساوى وهنا يجب على الاخصائي أن يشك في مقياسه وخاصة من حيث أنه يقيس شيئاً واحداً.

ولكن هناك أيضاً ميزتان هامتان لمقياس ليكرت أولاهما أن هذا المقياس يعطي تقديراً دقيقاً لمدى موافقة أو رفض المفحوص لموضوع ما بناء على التدريج الذي يتبع كل بند من بنود هذا المقياس.

والثانية هي أنه من الممكن أن يحتوي المقياس على مجموعة من البنود أو العبارات المختلفة من حيث المضمون أو المعنى بحيث تسمح بالقيام بتحليلات أكثر دقة لمعنى الاتجاه النفسي موضع القياس.

رابعاً ـ مقياس جوتمان:

يقوم هذا النوع من المقاييس على فكرة التدريج التراكمي أو التدريج المتجمع للاستجابات بمعنى أنه يمكن لنا من خلال هذه الطريقة أن نعرف أي البنود أجاب عليها المفحوص وذلك في حدود ٩٠٪ من الثقة أي باحتمال ١٠٪ من الخطأ بالنسبة للعينة ككل.

ويمكن القول كذلك بأن بنود مقياس جوتمان لها خاصية الترتيب والتراكم فعلى سبيل المثال إذا قمنا بترتيب العمليات الحسابية مثلاً بناء على صعوبتها كما يلي: الجمع ـ الضرب ـ حساب الجذر التربيعي.

فهذا يعني أن من يستطيع إجراء عمليات الضرب يستطيع إجراء عمليات الجمع وأن من يستطيع إجراء عمليات حساب الجذر التربيعي يستطيع أن يقوم بعمليات الضرب والجمع.

وإذا أخذنا مقياس التباعد النفسي الاجتماعي (بوجاردس) يمكن أيضاً أن نقوم بترتيب عبارات هذا المقياس من حيث القرب الكامل للمجموعة التي هي موضع هذا القياس. فمن يوافق على مصاهرة هؤلاء لا بد وأن يوافق على بقية المواقف من صداقة وسكنى بالجوار وزماله بالعمل وهكذا ـ مع ملاحظة أن نكون جميع المواقف في اتجاه واحد ومتدرجة.

ويقـول جـوتمان إن طـريقـة التحليـل التراكمـي المتـدرج **Scalogram analysis** سوف تساعد الإخصائي على الحصول على مجموعة من البنود ذات درجة عالية من خاصية التراكم المتدرج **Reproducibility** وغالباً ما تكون حوالي ٠,٩ أو أعلى من ذلك.

ويمكن توضيح طريقة التحليل التراكمي المتدرج كما يلي:

لنفرض أننا قمنا بتطبيق مقياس التباعد النفسي الاجتماعي على مجموعة كبيرة من الأفراد وسوف نوضح استجابات الأفراد الـ ١٥ الأول في الجدول التالي:

	العبارات								
الفرد	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	الدرجة الكلية
١	√	√	√	√	√		√		٦
٢	√				√		√	√	٤
٣	√	√			√		√	√	٥
٤					√		√		٢
٥	√				√		√		٣
٦	√				√		√	√	٤
٧	√	√	√	√	√	√	√		٧
٨	√		√	√	√		√		٤
٩	√	√	√	√	√	√	√		٧
١٠	√	√	√	√			√		٦
١١								√	١
١٢							√		١
١٣	√	√		√	√		√	√	٦
١٤	√				√		√	√	٤
١٥	√				√		√		٣

لاحظ أن درجة الفرد هي عبارة عن مجموع الاجابات بنعم على عبارات المقياس (√):

وسوف نقوم الآن بترتيب المفحوصين بناء على هذه الدرجة وذلك موضح في الجدول التالي:

الأفراد	العبارات ١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	الدرجة الكلية
٧	√	√		√	√	√	√	√	٧
٩	√	√		√	√	√	√	√	٧
١٠	√	√		√	√		√	√	٦
١	√	√	√	√	√		√		٦
١٣	√	√		√	√		√	√	٦
٣	√	√			√		√	√	٥
٢	√				√		√	√	٤
٦	√				√		√	√	٤
٨	√			√	√		√		٤
١٤	√				√		√	√	٤
٥	√				√		√		٣
١٥	√				√		√		٣
٤					√		√		٢
١١								√	١
١٢						√		١	
	١٢	٦	١	٦	١٣	٢	١٤	٩	

وتأتي الخطوة الثالثة بعد ذلك وهي ترتيب البنود حسب درجاتها كما يلي:

	العبارات								
الأفراد	٧	٥	١	٨	٢	٤	٦	٣	الدرجة
٧	√	√	√	√	√	√	√		٧
٩	√	√	√	√	√	√	√		٧
١٠	√	√	√	√	√	√			٦
١	√	√	√		√	√		√	٦
١٣	√	√	√	√	√	√			٦
٣	√	√	√	√	√				٥
٢	√	√	√	√					٤
٦	√	√	√	√					٤
٨	√	√	√			√			٤
١٤	√	√	√	√					٤
٥	√	√	√						٣
١٥	√	√	√						٣
٤	√	√							٢
١١				√					١
١٢	√								١

ومن هذا الجدول الأخير يمكن أن نقول إنه إذا كانت درجة الفرد = ٣ فإن هذا يعني إجابة موجبة بالنسبة للعبارات ٧ ، ٥ ، ١ (في حالة الفرد رقم ٥ والفرد رقم ١٥) وليس أي ثلاث عبارات أخرى من عبارات المقياس - كما أن الدرجة ٦ تعني الموافقة على العبارات رقم ٧ ، ٥ ، ١ ، ٨ ، ٢ ، ٤ (في حالة الأفراد رقم ١٠ ، ١ ، ١٣) وليس أي ست عبارات من عبارات المقياس.

وبالتالي فإننا نلاحظ خاصية التدريج التراكمي بوضوح في هذ المثال كما نلاحظ أيضاً أن هناك بعض العبارات قد خرجت عن نمط هذا التدريج مثل

العبارات رقم ٨ ،٤، ٣، ويشار إلى ذلك «بالأخطاء» ومن ثم فإنه يمكن حساب معامل هذه الخاصية من المعادلة:

$$= ١ - \frac{\text{عدد الأخطاء}}{\text{عدد الاستجابات}}$$

حيث عدد الاستجابات هو حاصل ضرب عدد البنود × عدد الأفراد أي

أنه في هذه الحالة $= ١ - \frac{٣}{١٥ \times ٨}$

= ٠,٩٨ تقريباً.

والحقيقة أن النقد الذي يوجه إلى هذه الطريقة ينصب كلية على الجهد الذي يبذله الإخصائي في عملية قد تكون مهمة ولكنها ليست لازمة تماماً كما يرى ذلك عدد كبير من المشتغلين بقياس الاتجاهات.

خامساً ـ طرق أخرى في قياس الاتجاهات:

سوف نستعرض في الفقرات التالية مجموعة من الطرق قد لا تكون كثيرة الاستخدام مثل ما سبق دراسته وخاصة مقاييس ليكرت.

والطريقة الأولى التي تشير إليها تسمى طريقة الانتخاب وتمتاز هذه الطريقة بسهولة الإجراء والتصحيح كما أنها تيسر عملية فهم الاتجاهات الجمعية السائدة في مجتمع ما.

فعلى سبيل المثال قد يحب الإخصائي أن يقيس اتجاهات أطفال المجتمع المدرسي تجاه مجموعة من الأنشطة وبناء على ذلك تقوم إدارة المدرسة بتخطيط هذه الأنشطة من جديد. لذلك يمكن حصر أنواع الانشطة وعرضها على الأطفال مع تعليمات بوضع علامة √ أمام النشاط الذي يحب أن يمارسه وعلامة × أمام النشاط الذي لا يميل إليه: وذلك كما يلي:

ضع علامة √ أمام أحب الأنشطة إليك
ضع علامة × أمام الأنشطة التي لا تحبها

١ - كرة القدم.
٢ - قراءة الكتب.
٣ - الرسم بالألوان.
٤ - عزف الموسيقى.
٥ - لعب الشطرنج.
٦ - أعمال النجارة.
٧ - الطباعة.
٨ - قراءة القصص.
٩ - التمثيل.
١٠ - أعمال الزراعة.

بعد ذلك يقوم الإخصائي بحساب درجة كل موضوع على حدة من هـذه المواضيع العشرة وذلك بإعطاء العلامة √ الدرجة + ١ والعلامة × الدرجة - ١ وتكون الدرجة النهائية لكل موضوع هي الجمع الجبري للدرجات كما نرى ذلك فيما يلي:

الموضوع	الأفراد ١	٢	٣	٤	٥	الدرجة
١	√	×	×	√	×	− ١
٢	√	×	×	√	√	+ ١
٣	√	×	×	√	×	− ١
٤	×	×	√	√	√	+ ١
٥	×	√	√	√	√	+ ٣
٦	√	√	√	√	√	+ ٥
٧	×	√	√	×	×	− ١
٨	√	√	√	×	×	+ ١
٩	√	×	√	×	√	+ ١
١٠	√	×	√	×	√	+ ١

ويتضح من هذا الجدول أن الموضوع رقم (٦) (أعمال النجارة) هو أحب هذه الموضوعات الى الأطفال يليه الموضوع رقم (٥) وهكذا.

والطريقة الثانية التي نشير إليها هي طريقة التصنيف وهي طريقة أيضاً سهلة وتصلح لقياس اتجاهات الأطفال وخاصة في المدارس الابتدائية وتعتمد هذه الطريقة على فكرة الطريقة السوسيومترية حيث يمكن للاخصائي أن يدرس اتجاهات الأطفال نحو بعضهم البعض كما في المثال التالي:

أكتب أسماء زملائك في الفصل وفقاً للتنظيم التالي:

١ ـ أصدقاؤك المقربون جداً هم: (أكتب الاسماء حسب الترتيب).

......

......

......

٢ - أصدقاؤك الذين تميل إلى الاختلاط بهم هم:

......

......

......

٣ - زملاؤك الذين لا تميل إلى الاختلاط بهم كثيراً هم:

......

......

......

٤ - زملاؤك الذين لا ترى مانعاً من وجودهم معك في الفصل هم:

......

......

......

٥ - زملاؤك الذين لا تميل إلى صحبتهم هم:

......

......

......

٦ - زملاؤك الذين تكره صحبتهم هم:

......

......

......

٧ - زملاؤك الذين تكره وجودهم معك في الفصل هم:

......

......

......

وواضح في هذا المثال تدريج الأسئلة على نمط مقياس التباعد النفسي الاجتماعي. وعلى ذلك يمكن للاخصائي أن يدرس الاتجاه النفسي للأفراد كما يوضحه هذا النوع من المقاييس وذلك بأن يعتبر أقل مسافات التباعد هي (١) وأكبر مسافات التباعد هي (٧)، فالفرد الذي يظهر اسمه في السؤال الأول يعطي الدرجة (١) بينما يعطي الفرد الذي يظهر اسمه في السؤال السابع الدرجة (٧).

ولنأخذ المثال التالي لنوضح ذلك:

لنفرض أن الطفل (أ) ظهر أسمه خمس مرات في السؤال الأول وثمانية مرات من السؤال الثاني، ١٠ مرات في السؤال الثالث ومرة واحدة في السؤال السابع تتكون درجة الطفل (أ) كما يلي:

٥ × ١ = ٥
٨ × ٢ = ١٦
١٠ × ٣ = ٣٠
١ × ٧ = ٧
―――
٥٨

حيث تكون النهاية الصغرى هي ه × ١ حيث ه عدد أفراد الجماعة، والنهاية العظمى هي ه × ٧.

وهناك طريقة ثالثة يمكن وصفها هي الطريقة الاسقاطية في دراسة الاتجاهات (وليس قياس الاتجاهات) ومما هو معروف أن المثير الاسقاطي مثير غامض يحتمل أكثر من تفسير مثل اكمال الجمل أو التعليق على الصور سواء كانت لوحات ورسوم أو بقع للحبر أو غير ذلك. والحقيقة أن هذه الطريقة قد تكون طريقة للدراسة والتحليل أكثر منها طريقة للقياس والتقدير.



المراجع

١ - سعد عبد الرحمن أسس القيـاس النفسي الاجتماعـي القـاهـرة الحديثة ١٩٦٧

٢ - سعد عبد الرحمن السلوك الإنسـاني تحليـل وقيـاس المتغيرات - الفلاح ١٩٧٧.

3 - Oppenheim, A, Questionnaire design and attitude measurement, Heinemann 1970.



الفصل السابع

مقاييس العلاقات السوسيومترية

عندما نتحدث عن العلاقات السوسيومترية في أي جماعة من الجماعات فإننا نقصد تلك العلاقات التي يمكن قياسها وتقنينها. وواضح بلا شك أن مثل هذه العلاقات إنما تنتج عن سلوك ذي خلفية سيكلوجية متعددة المتغيرات مثل الدوافع والاتجاهات والقيم وصورة الذات وما إلى ذلك. وبالتالي فإنه عند قياس هذه العلاقات فإنما نقيس في الواقع دالة هذه المتغيرات السابقة الإشارة إليها. وربما كانت هذه هي العلاقة بين القياس النفسي والقياس السوسيومتري.

وحقيقة الأمر أن بداية الدراسات السوسيومترية كانت لا توضح هذه العلاقة بين القياس النفسي والقياس السوسيومتري إذ أن مورينو وهو أول من أشار إلى هذا النوع من الدراسات كان يهتم كثيراً بقياس العلاقات الاجتماعية في الجماعة دون أن يرجع أي تفسير من هذا القياس إلى عوامل سيكلوجية محددة.

وقد استخدم مورينو ولندبرج وساندرسون وغيرهم أداة لقياس هذه العلاقات الاجتماعية أو السوسيومترية وسميت هذه الأداة بالاختبار السوسيومتري.

وهذا الاختبار هو الطريقة المستخدمة حتى الآن لتقديركم ونوعية العلاقات السوسيومترية التي تسود جماعة ما. ويجب أن نشير في هذا المجال إلى أن الجماعة المقصودة هي الجماعة غير التقليدية التي تنشأ فيها العلاقات نتيجة التفاعل الحر المباشر بين الأفراد دون قيد من نوع ما أو إطار مسبق يصوغ العلاقة الاجتماعية في قالب خاص ومعنى ذلك أن العلاقات السوسيومترية التي يقيسها الاختبار سوف تكون هي علاقات الأفراد في تلك الجماعات غير التقليدية مثل جماعات الأصدقاء وتلاميذ الفصول الدراسية وعمال المصانع. وغير ذلك. أما الجماعات التقليدية مثل الجنود في وحدة من وحدات الجيش أو الشرطة أو طلبة الكليات العسكرية أو علاقة المدرسين بالطلاب فهذه يجب أن تستثنى من هذا القياس السوسيومتري.

والاختبار السوسيومتري يجب أن يوضح البناء الداخلي للجماعة وتفرعاتها المتنوعة كما يوضح كذلك المكانات الاجتماعية المختلفة مثل الزعامات المتنافسة أو المستقرة والعزلة الاجتماعية والرفض الاجتماعي وغير ذلك مما نتوقع حدوثه في جماعة دينامية حية. وهذا الاختبار في صورته الأولى كما اقترحه مورينو يتكون من مجموعة من الأسئلة أو المواقف الاجتماعية تطلب من الفرد عضو الجماعة أن يقوم بتحديد اختياره أو رفضه لبعض أعضاء الجماعة التي ينتمي إليها بناء على معايير ومواصفات هذا الموقف الاجتماعي. ويكون هذا الاختيار أو هذا الرفض على هيئة ترتيب خاص يبدأ بالأفضل وينتهي بالأقل من حيث التفضيل أما في حالة الرفض فيبدأ بأكثر الأفراد رفضاً وينتهي بالأقل من حيث الرفض.

وقد اشترط مورينو عدة شروط ليصبح الاختبار السوسيومتري صالحاً للتطبيق والتحليل وهذه الشروط هي:

١ - **سرية استجابات المفحوصين:** يجب أن يطمئن المفحوص إلى سرية الاستجابة من حيث الاختيار أو الرفض وعلى ذلك فعلى الاخصائي أن

يكون حريصاً كل الحرص ليؤكد هذا المعنى بالنسبة لأفراد الجماعة قبل إجراء الاختبار وفي اثنائه.

٢ - **وضوح حدود جماعة الاختيار:** وهذا يعني أنه لا بد أن يقوم الاخصائي بتوضيح حدود الجماعة التي يختار منها الفرد كأن تكون جماعة الفصل المدرسي أو جماعة المدرسة ككل أو أي جماعة أخرى. وذلك يمكن توضيحه في نص السؤال السوسيومتري.

٣ - **نوعية الموقف الاجتماعي:** وهذا يعني ضرورة تحديد الموقف الاجتماعي الذي يطلب من الفرد عضو الجماعة أن يحدد اختياره أو رفضه في إطاره فلا يكون الموقف عاماً شاملاً يحتمل أكثر من تأويل بل يجب أن يكون دقيقاً نوعياً واضحاً.

٤ - **طبيعة الموقف الاجتماعي:** بمعنى أنه يجب أن يكون الموقف الاجتماعي حقيقياً وله صلة واضحة بالحياة اليومية لاعضاء الجماعة ومشتقاً من طبيعة وواقع الأنشطة المختلفة التي يمارسها الأفراد. وعلى هذا فإنه من المستحسن أن يقوم الاخصائي بدراسة أنواع المواقف الاجتماعية ليعرف أي منها على صلة بالحياة اليومية للجماعة وذلك قبل اقتراح اسئلة الاختبار السوسيومتري. وعلى ذلك فإن السؤال السوسيومتري لن يكون افتراضياً حيث لن يبدأ بكلمة (لو) أو (إذا) الأمر الذي يعطى للمفحوص فرصة للشك في جدية الموقف.

٥ - **حرية الاختيار أو الرفض:** أي يترك الاختيار أو الرفض دون تحديد للعدد حيث يختار الفرد أو برفض أي عدد يشاء من أفراد الجماعة. وهذا أمر قد يجعل مهمة الاخصائي أصعب قليلاً عند تحليل نتائج الاختبار وحساب الدرجة السوسيومترية للأفراد.

٦ - **أهمية الاختيارات:** يجب أن يلاحظ الأفراد أعضاء الجماعة أهمية اختباراتهم أو رفضهم وذلك عند إعادة تنظيم الجماعة أو عند قيام هذه الجماعة بأي نشاط اجتماعي جمعي.

هذه هي الشروط التي اقترحها مورينو حتى يصبح الاختبار السوسيومتري - من وجهة نظره - صالحاً للتطبيق والتحليل. وقد التزم بهذه الشروط مجموعة لا بأس بها من الباحثين والمشتغلين بالقياس السوسيومتري، كما أنه خرج عن هذه الشروط عدد لا بأس به من هؤلاء المتخصصين وبالذات فيما يتعلق بموضوع إطلاق حرية الاختبار أو الرفض من حيث العدد فنجد بعض الباحثين يميل إلى تحديد عدد الاختبارات حتى يمكنه متابعة التحليل الإحصائي لنتائج الاختبار السوسيومتري بصورة أسهل وأدق.

بناء الاختبار السوسيومتري:

يمكن أن يتم بناء اختبار سوسيومتري صالح للاستخدام والتطبيق إذا توفرت الخطوات الثلاث التالية:

١ - اختيار الموقف الاجتماعي:

وهذه هي الخطوة الأولى في إعداد الاختبار السوسيومتري لأن الموقف الاجتماعي سوف يعبر عنه سؤال سوسيومتري وهذا السؤال هو وحدة الاختبار. وعلى الإخصائي أن يكون دقيقاً في عملية الاختيار إذ أن هذا الموقف سوف يختلف من جماعة إلى أخرى فالمواقف الاجتماعية في جماعة المصنع سوف تختلف بطبيعة الحال عن المواقف الاجتماعية في جماعة المدرسة. وهنا نؤكد ما سبق أن أشرنا إليه وهو ضرورة قيام الإخصائي بدراسة أنواع المواقف الاجتماعية التي يتكرر حدوثها في الحياة اليومية للجماعة ويختار منها المواقف التي يمكن أن تكون لها صفة الاختبار (أي تلك التي تحتمل الاختيار)

بحيث تكون استجابة الفرد تعبيراً حقيقياً عن اختيار وليس عن إلزام أوتوجيه أو إيحاء. وذلك حتى تظهر العلاقات الحقيقية داخل الجماعة وهذا هو المطلوب قياسه.

٢ ـ صياغة السؤال السوسيومتري

تعتبر عملية صياغة السؤال السوسيومتري من أهم خطوات بناء الاختبار وذلك لأن اللغة واللفظ لها أثر كبير في استجابة المفحوصين أفراد الجماعة ومن ثم كان من أهم ما يقوم به الإخصائي هو اختيار اللغة المناسبة واللفظ المناسب للموقف الاجتماعي وهناك عدة نقاط يجب أن نؤخذ في الاعتبار وهي:

(أ) مناسبة اللغة لمستوى العمر الزمني لأفراد الجماعة الذين سوف يأخذون هذا الاختبار.

(ب) استخدام الألفاظ ذات المفاهيم المحددة الواضحة بحيث يصبح السؤال في مجموعة واضحاً من حيث المعنى والتركيب.

(هـ) ملاحظة أن تكون صياغة السؤال دقيقة ومباشرة بحيث تدل على الموقف الاجتماعي دون احتمالات للتأويل.

(د) ملاحظة أن تكون العبارات المستخدمة مأخوذة من واقع لغة الحياة اليومية للجماعة إذ أن هذه اللغة تختلف من جماعة إلى أخرى حسب نوعها وطبيعة العلاقات فيها ودرجة الأنشطة التي يمارسها الأفراد سواء إذا كانت أنشطة اجتماعية أو انتاجية أو غير ذلك من الأنشطة التي تؤثر في شبكة العلاقات الاجتماعية السائدة بين الأفراد.

٣ ـ إعداد تعليمات الاختبار السوسيومتري:

تعتبر التعليمات بالنسبة للاختبار السوسيومتري أكثر من هامة وذلك لأن الفرد المفحوص يعتمد كثيراً على هذه التعليمات في إعداد إجابته على كل سؤال ومن ثم كان على الاخصائي أن يأخذ في اعتباره ما يلي:

أ - أن تكون التعليمات سهلة وبسيطة ودقيقة يمكن فهمها دون تعقيد وبالذات فيما يختص بمعيار الاختيار وترتيب اختيارات الفرد.

ب - أن تكون التعليمات ذات طبيعة توضيحية محايدة بمعنى ألا يكون فيها إيحاء باختيار فرد معين أو رفض فرد معين.

هـ - أن يكون لكل سؤال سوسيومتري تعليماته الخاصة به وذلك بالإضافة إلى تعليمات الاختبار ككل. وربما كانت هذه النقطة على جانب كبير من الأهمية إذ أن تكرار التعليمات تعتبر توضيحاً ملزماً للفرد المفحوص حتى لا يترك بعض الاسئلة دون إجابة أو يجيب عليها في صيغة ناقصة.

ونعود فنقول إنه عندما يقوم الأخصائي باختيار الموقف الاجتماعي وصياغة السؤال السوسيومتري وإعداد التعليمات يكون الاختبار السوسيومتري صالحاً للتطبيق.

ونستعرض فيما يلي بعض نماذج من الأسئلة السوسيومترية مع إبداء بعض الملاحظات عليها من أجل التوضيح.

نموذج (١)

أكتب اسم زميلك من الفصل الذي تحب أن تستذكر دروسك معه.
(إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب)
(١) الاختبار الأول ....
(٢) الاختبار الثاني ....
(٣) الاختبار الثالث ....
(٤) الاختبار الرابع ....
(٥) الاختبار الخامس وهكذا ....

يلاحظ في هذا النموذج ما يلي:

أ - عمومية الموقف السوسيومتري (استذكار الدروس) وقد يؤدي هذا إلى صعوبة الاستجابة أو أن تكون غير كاملة أو أن يترك المفحوص

الإجابة على هذا السؤال. لأنه قد يختار فرداً معيناً لاستذكار دروس الرياضيات معه بينما يختار فرداً آخر لاستذكار دروس الجغرافيا والتاريخ وغير ذلك. وقد يفهم المفحوص السؤال بعمومية فيختار الفرد الذي يستذكر معه دروسه لا من أجل الاستفادة العلمية ـ وقد يكون ذلك هو القصد من السؤال ـ ولكن مع أجل الرفقة والإحساس بالأمن والطمأنينة.

ب ـ يلاحظ كذلك أن تعليمات السؤال تتفق مع الشروط العامة التي اقترحها مورينو مع التأكيد على ترتيب الاختبار حسب الأفضلية وهذه خاصية ضرورية من أجل حساب الدرجة السوسيومترية عند تحليل نتائج الاختبار السوسيومتري.

نموذج (٢)

أكتب اسم زميلك من الفصل الذي تحب أن تدخر معه بعض نقودك.
(إذا كان العدد أكثر من واحد أكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب)

.... (١) الاختيار الأول
.... (٢) الاختيار الثاني
.... (٣) الاختيار الثالث
.... (٤) الاختيار الرابع
.... (٥) الاختيار الخامس وهكذا

نموذج (٣)

أكتب اسم زميلك من الفصل الذي تحب أن تقضي معه أوقات فراغك
(إذا كان العدد أكثر من واحد أكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب)

.... (١) الاختيار الأول
.... (٢) الاختيار الثاني
.... (٣) الاختيار الثالث
.... (٤) الاختيار الرابع
.... (٥) الاختيار الخامس وهكذا

نموذج (٤)

أكتب اسم زميلك من الفصل الذي تحب أن تشترك معه في رحلة علمية. (إذا كان العدد أكثر من واحد أكتب الاسماء حسب أفضلية الترتيب)

(١) الاختيار الأول ....

(٢) الاختيار الثاني ....

(٣) الاختيار الثالث ....

(٤) الاختيار الرابع ....

(٥) الاختيار الخامس ....   وهكذا

يلاحظ في هذه النماذج الثلاثة أنها من حيث البناء أو التعليمات تتفق إلى حد واضح مع متطلبات الاختبار السوسيومتري فنجد أن المواقف الاجتماعية محددة وواضحة كما أن التعليمات مكررة في كل سؤال.

هذا فيما يختص باقتراحات مورينو أو الهيكل العام لطريقة مورينو في القياس السوسيومتري وقد ظلت هذه الطريقة لفترة طويلة من الزمن دون منافس بل أن جميع التفرعات والآراء في القياس السوسيومتري بنيت على هذه الطريقة واعتبرت أساساً لها.

وفي سنة ١٩٥٦ ظهر رأي جديد حمله جاردز وتومبسون في صورة طريقة جديدة - أو على الأقل تختلف عن طريقة مورينو - في القياس السوسيومتري.

وقد تبلورت هذه الطريقة بعد مناقشة متعددة الجوانب لطريقة مورينو وقد اتصفت هذه المناقشة بالموضوعية والعمق حيث عرض الباحثان لكل ما يمكن أن يحسب لطريقة مورينو أو يحسب عليها.

وقد قامت الطريقة الجديدة على عدة أسس يمكن توضيحها فيما يلي:

١ - وجود إطار مرجعي يعتمد عليه الفرد عضو الجماعة عند تحديده لاختياراته (أو رفضه) وبمعنى أدق وجود جماعة ما تمثل إطار مرجعياً

يستخدمه الفرد عند اختياره أو رفضه. وهذا أمر لا يتوفر في طريقة مورينو التي تعتمد على الاختيار الموقفي المباشر.

٢ - ضرورة أن يعتمد هذا الإطار المرجعي أو يتعلق بحاجة نفسية عند الفرد يتم إشباعها في موقف اجتماعي. وبمعنى آخر يجب أن يكون موقف الاختيار ذا دلالة من الناحية السيكلوجية وكذلك موقف الرفض.

٣ - من أهم مواصفات الجماعة التي تمثل ذلك الإطار المرجعي أن تكون أكبر وأكثر شمولاً من الجماعة التي ينتمي إليها الفرد المفحوص ولكنها تتشابه معها في خصائصها.

٤ - ومن أهم وظائف هذه الجماعة المرجعية أن تحدد اختيار الفرد المفحوص في بدايته ونهايته وذلك بالنسبة للجماعة الفعلية التي ينتمي إليها ويختار منها.

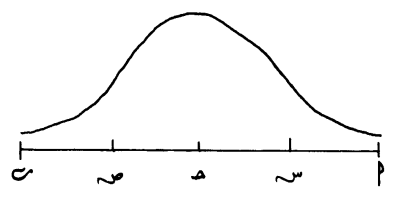
٥ - وهذا يعني أن الفرد المفحوص سوف يختار من الجماعة المرجعية أفراداً لتحديد معايير اختياراته الفعلية من جماعته الصغيرة.

ولتوضيح الأمر فإن الطريقة المثلى في القياس السوسيومتري - من وجهة نظر جاردنز وتومبسون هي استخدام جماعة مرجعية كبيرة لصناعة المقياس السوسيومتري الذي يتم على أساسه الاختيار في الجماعات الصغيرة.

ويمكن تلخيص خطوات هذه الطريقة فيما يلي:

١ - يقوم الإخصائي بإجراء مقابلة شخصية مع كل مفحوص على حدة يعرض عليه فيها رسماً بيانياً يوضح المنحنى الاعتدالي ويشرح له بالتبسيط معنى هذا المنحنى حيث يكون طرفا الظاهرة ممثلين عند نهايتي المنحنى ومتوسطها عند قمته. ويمكن للإخصائي أن يعطي للمفحوص بعض الأمثلة من الحياة العامة أو من الخصائص البشرية مثل الطول أو الوزن أو غير ذلك من أجل تقريب مفهوم المنحنى لذهن المفحوص.

٢ ـ يسأل الإخصائي الفرد عضو الجماعة أن يعين اسم الشخص الذي قابله في حياته ومن بين الناس جميعاً الذين تعرف عليهم والذي يرغب في أن يتعاون معه في عمل ما. ويكتب اسمه في أقصى اليمين من خط مستقيم يمثل المقيـاس وليكـن الفـرد (أ)، ثم يطلـب منـه أن يعين اسم الشخص الذي



قابله في حياته وفي أي جماعة من الناس ولا يحب إطلاقاً أن يتعاون معه في هذا العمل ويكتب اسمه في أقصى اليسار وليكن الفرد (ب). وبنفس الطريقة يتم اختبار الفرد الذي يتوسط المسافة بين أ، ب، وليكن (هـ) ثم الفرد الذي يتوسط المسافة بين أ، هـ وليكن (س) وأخيراً الفرد الذي يتوسط المسافة بين هـ، ب وليكن (ص).

يتم ذلك كله في المقابلة الشخصية بين الاخصائي وكل مفحوص على حدة وعلى ذلك فإن المقياس السوسيومتري يكون قـد تم بنـاؤه وبـالتـالي يمكـن للاخصائي أن ينتقل الى الخطوة التالية:

٣ ـ يطلب الاخصائي من المفحوص أن يحدد اختياراته من الجماعة الصغيرة التي ينتمي إليها في ضوء هذا المنحنى وهذا المقياس بأن يضع اختياراته في الاماكن المناسبة من أ، س، هـ، ص، ب.

وعلى الرغم من الجهد والمشقة التي يبذلها الإخصائي في إعداد هذا المقياس فإن الدرجات السوسيومترية المشتقة من هذه الطريقة أكثر دقة من تلك التي تشتق من طريقة مورينو.

ولكن هناك ما يمنع أن تكون هذه الطريقة هي الطريقة المثلى في القياس السوسيومتري مثل:

١ ـ أنها تعتمد على أسلوب المقابلة الشخصية بين الإخصائي والمفحوص وهذا ما يجعلها تتخذ صيغة الاختبارات الفردية وما يؤخذ عليها من بذل الجهد والوقت ـ في حين أن طريقة مورينو تعتبر اختباراً جمعياً.

٢ ـ أنها تعتمد كذلك على أن يكون المفحوص على درجة من الوعي والتفهم بحيث يكون على دراية بمعنى المنحنى الاعتدالي أو على الأقل عنده الاستعداد ليفهم ذلك وكيفية تطبيقه على الظواهر العامة.

٣ ـ تعتمد هذه الطريقة كذلك في كيفية حساب الدرجات السوسيومترية على أساليب رياضية ليست في متناول الإخصائي العادي.

وعلى ذلك فقد اقترح المؤلف تعديلاً لهذه الطريقة سنة ١٩٦٤ بحيث يبسطها بعض الشيء ويبتعد بها عن التعقيدات التي كانت تؤخذ عليها عند مقارنتها بطريقة مورينو كطريقة جمعية وفي متناول الباحث العادي.

ويتلخص التعديل الذي اقترحه المؤلف فيما يلي:

١ ـ استغنى نهائياً عن أسلوب المقابلة الشخصية والمنحنى الاعتيادي وبذلك أمكن إجراء هذه الطريقة في صورة جمعية دون جهد ومشقة.

٢ ـ بناء على ذلك فقد تعدلت التعليمات لتصبح كما يلي:

« أمامك خط مقسم من صفر إلى ١٠ وعليك أن تتذكر اسم الشخص الذي قابلته في حياتك كلها داخل هذه الجماعة أو خارجها أو في أي مكان والذي لا ترغب إطلاقاً في أن يتعاون معك في (هذا العمل). أكتب اسمه عند (صفر). وكذلك تتذكر اسم الشخص الذي قابلته في حياتك كلها داخل هذه الجماعة أو خارجها أو في أي مكان والذي تحب تماماً أن يتعاون معك في (هذا العمل). أكتب اسمه عند الرقم (١٠). وبالمثل اكتب اسم الشخص الذي يتوسط هذين الفردين عند الرقم (٥).

بعد ذلك حدد اختياراتك الفعلية من جماعتك الصغيرة في المكان المناسب على هذا المقياس».

صفر	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
×					×					×

وتحسب الدرجة السوسيومترية في هذه الحالة بناء على الرتبة المتوسطة التي حصل عليها كل فرد من أعضاء الجماعة ثم تحويلها إلى نسبة مئوية معيارية ثم إلى درجة على مقياس عشري.

تحليل نتائج الاختبار السوسيومتري:

يجب على الإخصائي أن يضع في المرتبة الأولى من الأهمية قبل التفكير في تحليل نتائج الاختبار السوسيومتري قضيتين أساسيتين هما:

أ) قضية صدق الاختبار السوسيومتري او بمعنى آخر الاجابة على سؤال يقول هل يقيس السؤال السوسيومتري ما هو مفروض أن يقيسه؟ أم أن الأمر لا يتعدى كونه اختياراً لفظياً فقط؟

والحقيقة أن الإجابة على هذا السؤال ليست سهلة لأن المعلومات المتوفرة لدينا حتى الآن لا تكفي فالدراسات في مجال صدق الدرجات السوسومترية قليلة جداً وربما كان ذلك لأن الاهتمام بالاختبار السوسيومتري يتجه إلى كونه وسيلة دراسية بيانية أكثر منها وسيلة للقياس والتقدير.

ب) والقضية الثانية هي قضية ثبات الدرجات السوسيومترية. فطريقة إعادة تطبيق المقياس لا تعني شيئاً وذلك لأن اختبارات الأفراد من أي جماعة من الجماعات تتغير من حين لآخر. وتصبح طريقة التناسق الداخلي هي الطريقة التي يفكر فيها الإخصائي لتعيين ثبات الاختبار السوسيومتري. ولكن عليه - أي الأخصائي - أن يسأل نفسه أولاً: إذا كانت هذه الطريقة تعتمد على الاتساق بين وحدات المقياس - فبماذا يتناسق مع ماذا؟ خاصة وأن اسئلة الاختبار السوسيومتري من المفروض أنها لا تقيس نفس الشيء.

لذلك نعتقد أن هاتين القضيتين ما زالتا مفتوحتين للنقاش والبحوث والدراسات الميدانية التي سوف تكون ذات أهمية وفائدة في هذا الميدان.

ونعود مرة أخرى إلى أساليب تحليل نتائج الاختبار السوسيومتري:

أولاً ـ حساب الدرجة السوسيومترية:

تحسب الدرجة السوسيومترية للفرد عن طريق جمع تكرارات أوزان الاختيارات التي حصل عليها في الأسئلة السوسيومترية التي يتألف منها الاختبار. وذلك في طريقة مورينو. مع ملاحظة أن الأوزان تتحدد بناء على الحد الأقصى للاختيارات. فإذا كان الحد الأقصى للاختيارات ـ كما يحدده أفراد الجماعة ـ هو خمسة مثلاً فيكون:

الاختيار الأول يعطي الوزن ٥
الاختيار الثاني يعطي الوزن ٤
الاختيار الثالث يعطي الوزن ٣
الاختيار الرابع يعطي الوزن ٢
الاختيار الخامس يعطي الوزن ١

ومن ثم تحسب الدرجة كمايلي:

عضو الجماعة	درجات الاختبار	الدرجة السوسيومترية
١ ـ	٥ + ٥ + ٤	١٤
٢ ـ	٤ + ١ + ٥	١٠
٣ ـ	١ + ١ + ٣	٥

هذا بالنسبة لسؤال سوسيومتري واحد ولكن في حالة ما إذا أراد الإخصائي أن يحسب الدرجة السوسيومترية للفرد في الاختبار الكلي فعليه أن يحسب متوسط درجات الفرد في أسئلة الاختبار. فإذا تكون الاختبار من خمسة أسئلة وكان درجة الفرد في السؤال الأول ١٠ والثاني ٢٥ والثالث ١٨ والرابع ٢٠ والخامس ١٢.

كانت الدرجة النهائية = $\frac{١٠ + ٢٥ + ١٨ + ٢٠ + ١٢}{٥}$ = ١٧

أما إذا أردنا أن نوضح كيفية حساب الدرجة السوسيومترية عند استخدام طريقة جاردنر وتومبسون بعد التعديل فإن ذلك يتم على النحو التالي:

١ - يقوم الإخصائي بترتيب الأفراد في كل سؤال سوسيومتري بناء على الدرجة المناظرة على المقياس الذي سبق توضيحه (خط مقسم من صفر إلى ١٠) وذلك على النحو التالي:

الفرد	الرتبة
أ	٩
ب	٨
س	٧
ص	٦
ع	٤
ل	٣
هـ	١

لاحظ أن هذه الرتب هي عبارة عن الدرجات التي حصل عليها الأفراد على المقياس السابق الإشارة إليه كما أن الرتبة الكبيرة تدل على الاختيار بينما تدل الرتب الصغيرة على الرفض (قارن طريقة مورينو).

تحول هذه الرتب (أو الدرجات) بعد ذلك إلى نسبة مئوية معيارية باستخدام القانون التالي:

النسبة المئوية المعيارية = $\frac{ر - ٠,٥}{ن}$ × ١٠٠

حيث ر هي الرتبة (أو الدرجة)

ن عدد أعضاء الجماعة - على المقايس - بالإضافة إلى الثلاثة الذين يمثلون الإطار المرجعي.

وبعد الحصول على هذه النسبة تحول إلى درجة على مقياس عشري وتكون هي الدرجة السوسيومترية للفرد. (راجع مستوى الترتيب ـ الفصل الثاني) والمثال التالي يوضح ذلك:

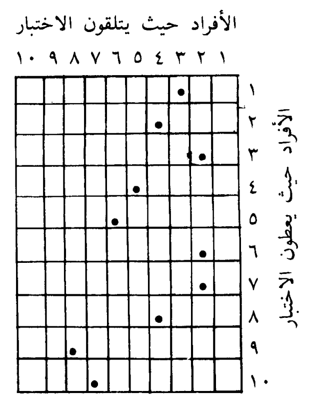
الفرد	الرتبة	النسبة المئوية المعيارية	الدرجة على مقياس عشري
أ	٩	٨٥	٧,٠٠
ب	٨	٧٥	٦,٣
س	٧	٦٥	٥,٨
ص	٦	٥٥	٥,٣
ع	٤	٣٥	٤,٣
ل	٣	٢٥	٣,٧
م	١	٥	١,٨

ثانياً ـ المصفوفة السوسيومترية:

المصفوفة السوسيومترية هي تمثيل جدولي للاختبارات الاجتماعية في جماعة ما وقد كان فورسيت وكاتز أول من فكر في إعداد جدول ن × ن لتمثيل العلاقات السوسيومترية في الجماعات وسمى هذا الجدول بالمصفوفة السوسيومترية وسوف نستعرض في هذا المجال ثلاثة أنواع من هذه المصفوفات وهي:

١ ـ المصفوفة البسيطة:

وهي عبارة عن جدول بياني يوضح اختيار فرد لفرد آخر من الجماعة وذلك عن طريق وضع أفراد الجماعة حيث يعطون الاختيارات على يمين الجدول بينما يوضع نفس الأفراد حيث يتلقون هذه الاختيارات على قمة الجدول. ويوضح الاختيار بوضع إشارة في المربع المحصور بين الفرد الذي يعطي الاختيار والفرد الذي يتلقى الاختيار وذلك كما يلي:



وواضح أن هذه المصفوفة توضح الاختيارات السوسيـومتريـة مـن طبقة واحدة فقط أي من المستوى الأول مثلاً أو الثاني أو غير ذلك ويمكن ملاحظة بعض أنواع العلاقات السوسيومترية في هذه المصفوفة مثل العلاقات المزدوجة أي الاختيار المتبادل بين فردين من أفراد المجموعة أو العلاقة المركزية حيث تتجمع الاختيارات عند أحد أفراد الجماعة لتدل على زعامته للمجموعة أو العلاقة من جانب واحد حيث يعطي الفرد اختياراً لفرد آخر ولكنه لا يتلقى أي اختيار.

٢ ـ المصفوفة المركبة

وهذه المصفوفة تعطي معلومات أكثر حيث يمكن رؤية ومعرفة الاختيارات السـوسيـومتريـة مـن جميـع الطبقـات وعلى ذلـك يمكـن حسـاب الدرجـة السوسيومترية للفرد مباشرة عن طريق ترجمة الاختيارات التي يحصل عليها إلى أوزان، كما يمكن أيضاً تتبع أنواع العلاقات السوسيومترية المختلفة. والمثال التالي يوضح المصفوفة المركبة:

أفراد الجماعة حيث يتلقون الاختيار

أفراد الجماعة حيث يعطون الاختيار

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١				٣		١		٢		٤
٢	٥		١	٢	٤			٣		
٣		٣		١		٢				
٤	٤	٣				٢	١			
٥			١	٢				٣		٤
٦		١			٣		٢			
٧			٢	١		٣				
٨	١	٣		٢						
٩						١	٣	٢		
١٠			١		٢					

فالأرقام في داخل المصفوفة تدل على طبقة الاختيار فعلى سبيل المثال نجد أن الفرد رقم (٢) يختار الفرد رقم (٣) في المكان الأول والفرد رقم (٤) في المكان الثاني والفرد رقم (٨) في المكان الثالث والفرد رقم (٥) في المكان الرابع والفرد رقم (١) في المكان الخامس.

كما يمكن أيضاً أن نقول إن الفرد رقم (٦) على سبيل المثال قد تلقى اختيارين من الطبقة الأولى (من الفرد رقم (١)، رقم (٩) وثلاثة اختيارات من الطبقة الثانية (من الأفراد ٣، ٤، ١٠) واختياراً واحداً من الطبقة الثالثة (من الفرد رقم ٧).

٣ ـ المصفوفة ذات المحك:

وهذه المصفوفة تساعد إلى حد واضح في فهم المحددات الشخصية للاختبارات السوسيومترية. وبناء هذه المصفوفة لا يختلف عن بناء المصفوفات السابقة. إلا أن وضع الجماعة على الحافة اليمنى للمصفوفة أو على قمتها يتم

حسب ترتيب هؤ لاء الأفراد في محك أو معيار خاص قد يكون الذكاء مثلاً أو القدرة الاجتماعية أو أي سمة شخصية أخرى. ويبدأ ترتيب الأفراد بأدنى درجات المحك بمعنى أن الفرد رقم (١ هو الفرد الحاصل على أقل درجة من الذكاء أو القدرة الاجتماعية أو غير ذلك من سمات الشخصية وأن الفرد رقم (١٠٠) مثلاً - إذا كانت الجماعة مكونة من مائة فرد - هو الفرد الحاصل على أعلى درجة.

وتقسم المصفوفة إلى أربع مساحات بوضع خط عمودي بعد الفرد الذي حصل على الدرجة المتوسطة كما في المثال التالي:

الأفراد حيث يتلقون الاختبار

الأفراد حيث يعطون الاختيار	١ تحت ٦٠	فوق ١٠٠
تحت ٦٠	أ	ب
فوق ١٠٠	حـ	د

فالمساحة (أ) هي المساحة التي تحتوي على اختيارات الأفراد تحت المتوسط فيما بينهم فالفرد رقم (٥٠) مثلاً نختار الفرد رقم (٤١) وكلاهما تحت المتوسط حيث أن الفرد المتوسط هو الفرد رقم (٦٠).

والمساحة (ب) تحتوي على اختيارات الأفراد تحت المتوسط من بين الأفراد فوق المتوسط حيث يختار الفرد رقم (٤٠) مثلاً وهو تحت المتوسط الفرد رقم (٦٩) وهو فوق المتوسط.

والمساحة (حـ) تحتوي على اختيارات الأفراد فوق المتوسط من بين الأفراد تحت المتوسط حيث يختار الفرد رقم (٨٠) مثلاً وهو فوق المتوسط الفرد رقم (٣٣) وهو تحت المتوسط.

والمساحة (ى) تحتوي على اختيارات الأفراد فوق المتوسط فيما بينهم حيث يختار الفرد رقم (٩٠) مثلاً الفرد رقم (٨٢) وكلاهما فوق المتوسط.

وهذه المصفوفة كما اقترحها المؤلف (سنة ١٩٦١) يمكن معالجتها احصائياً باستخدام كا٢ للتأكد من علاقة الاختيارات السوسيومترية بالمحك أو السمة الشخصية التي تم على أساسها ترتيب أفراد المجموعة مع ملاحظة أنه في حالة حساب التكرارات المتوقعة في هذه المساحات الأربعة (أ، ب، هـ، ى) نقول إن الجماعة الكلية ه وجماعة تحت المتوسط هي $\text{ه}_{١}$ وجماعة فوق المتوسط هي $\text{ه}_{٢}$:

فتكون التكرارات المتوقعة في المساحة (أ) هي: $\frac{\text{ه}_{٢}^{١}}{\text{ه}}$

فتكون التكرارات المتوقعة في المساحة ب أو هـ: $\frac{\text{ه}_{١} \times \text{ه}_{٢}}{\text{ه}}$

فتكون التكرارات المتوقعة في المساحة ى هي: $\frac{\text{ه}_{٢}^{٢}}{\text{ه}}$

كما يجب أن نلاحظ أيضاً أن كا٢ سوف تحسب مرتين مرة لجماعة تحت المتوسط والثانية لجماعة فوق المتوسط: حيث يكون المطلوب هو تحديد العلاقة بين توزيع درجات المحك والاختيارات السوسيومترية في الحالتين.

ثالثاً ـ المعاملات السوسيومترية:

تعتبر المعاملات السوسيومترية محاولة أخرى لمعالجة الاختيارات السوسيومترية معالجة كمية. وهناك عدد من المعاملات يعطي مؤشرات جيدة ويمكن الوثوق بها عند دراسة العديد من المواقف الاجتماعية التي تتعرض لها الجماعات المختلفة بصورة دائمة ويمكن الإشارة إلى هذه المعاملات فيما يلي:

١ - معامل التأثير:

يستخدم هذا المعامل لمقارنة المكانة السوسيومترية لفردين أو أكثر حيث أن هذا المعامل هو عبارة عن النسبة بين عدد الاختيارات الفعلية التي يحصل عليها الفرد وبين الحد الأقصى للاختيارات التي يفترض أن يحصل عليها الفرد. أو بمعنى آخر نجد أن

$$\text{معامل التأثير} = \frac{\text{نَ}}{\text{ن} - ١}$$

حيث نَ هي عدد الاختيارات الفعلية التي حصل عليها الفرد
ن عدد أفراد الجماعة. (لذلك فإن الحد الأقصى هو (ن − ١)

وبطبيعة الحال يمكن أن يكون للفرد أكثر من معامل تأثير في الجماعة الواحدة لأن هذا المعامل يحسب في حالة كل موقف سوسيومتري على حدة. وتتراوح قيمة هذا المعامل بين الصفر والواحد الصحيح.

ويستخدم هذا المعامل عندما يريد الأخصائي إدماج عدد من الجماعات الصغيرة أو اختيار بعض الزعامات. وغير ذلك.

٢ - معامل التفاعل النفسي الإجتماعي:

يستخدم هذا المعامل لمقارنة الجماعات ببعضها البعض من حيث كثافة العلاقات السوسيومترية كما يستخدم أيضاً لدراسة مراحل نمو الجماعة الواحدة على فترات مختلفة. وبذلك يمكن أن نعتبر هذا المعامل مقياساً للنشاط السوسيومتري والنمو الإجتماعي داخل الجماعة.

$$\text{ومعامل التفاعل النفسي الاجتماعي} = \frac{\text{مج ع}}{\text{ن} (\text{ن} - ١)}$$

حيث مج ع هي المجموع الكلي للعلاقات الفعلية ومن جميع الطبقات (مستويات الاختبار) داخل الجماعة، م = عدد أفراد الجماعة وبمعنى آخر فإن هذا المعامل هو النسبة بين مجموع العلاقات الفعلية الموجودة داخل الجماعة والحد الأقصى لعدد العلاقات السوسيومترية كما يفترض أن تكون. حيث يمكن ملاحظة أن م (م − ١) هي عبارة عن هذا الحد الأقصى. ولتوضيح ذلك لنفرض أن جماعة ما مكونة من ٥٠ فرداً وعدد العلاقات العقلية داخل هذه الجماعة = ٥٠٠ مثلاً وهذا هو العدد الفعلي [illegible]ي حين أن الحد الأقصى لعدد العلاقات لا بد وأن يكون ٥٠ × ٤٩ (حيث يمكن لكل فرد من أفراد المجموعة أن يختار كل بقية المجموعة)

ويصبح معامل التفاعل النفسي الاجتماعي في هذه الحالة = ٥٠٠ / (٥٠ × ٤٩) = ٠,٢

وتزيد قيمة هذا المعامل بزيادة العدد الفعلي للعلاقات السوسيومترية داخل الجماعة. وتتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح.

٣ ـ معامل ثبوت الجماعة

يستخدم هذا المعامل عند البحث في مدى تكامل الجماعة ومقاومة بنائها لعوامل التعرية الاجتماعية أو الضغوط التي تبذل من أجل تعديل تكوينها. ومما هو معروف أن أي جماعة اجتماعية هي عبارة عن تنظيم غير مغلق أي يسمح بدخول أفراد جدد وخروج آخرين ولكن هناك أيضاً مفاهيم التكامل والاستقرار بالنسبة لهذا النوع من الجماعات.

ومعامل ثبوت الجماعة = ٢ ن / (م + س)

حيث ن هي عدد الأفراد الذين قاوموا التغيير أو بمعنى آخر لم يخرجوا من الجماعة.

م هي عدد أفراد الجماعة قبل التغيير.

س هي عدد أفراد الجماعة بعد التغيير.

فإذا فرضنا أن هناك جماعة مكونة من ٥٠ فرداً خرج منها ٢٠ وانضم إليها ٤٠ فإن:

عدد الذين قاوموا التغيير = ٣٠
عدد الجماعة قبل التغيير = ٥٠
عدد الجماعة بعد التغيير = ٧٠

∴ معامل الثبوت $= \frac{٢ \times ٣٠}{٥٠ + ٧٠} = \frac{٦٠}{١٢٠} = ٠,٥$.

وتبلغ قيمة هذا المعامل الحد الأقصى (الوحدة) عندما تظل الجماعة كما هي أي لا يخرج منها أحد ولا ينظم إليها أحد أي أن:

معامل الثبوت للجماعة السابقة $= \frac{٢ + ٥٠}{٥٠ + ٥٠} = \frac{١٠٠}{١٠٠} = ١$

كما تبلغ قيمة هذا المعامل الحد الأدنى (صفر) عندما يخرج جميع الأفراد من الجماعة ولا ينضم إليها أحد حيث يصبح

المعامل $= \frac{٢ \times \text{صفر}}{٥٠ + \text{صفر}} =$ صفر

٤ - معامل التماسك الداخلي للجماعة:

ويستخدم هذا المعامل في تقدير وقياس العلاقة بين جماعتين أو بمعنى آخر دراسة العلاقات السوسيومترية داخل جماعة ما عندما تقع تحت تأثير جماعة أخرى. ومن أجل أن نميز بين الجماعتين فإننا نشير إلى إحدى هاتين الجماعتين على أنها جماعة داخلية وهي التي تقيس مدى تماسكها الداخلي والأخرى جماعة خارجية وهي صاحبة التأثير على الأولى

ومعامل تماسك الجماعة $= \frac{\text{ص}\ (\text{ء} + \text{ل})}{\text{ن}\ \text{هـ}}$

حيث م هي عدد أفراد الجماعة الخارجية الذين يستقطبون الاختبارات الآتية من الجماعة الداخلية (وذلك يوضح تأثير الجماعة الخارجية على الداخلية).

د هي عدد العلاقات الداخلية (العلاقات السوسيومترية الفعلية في الجماعة الداخلية)

ل عدد العلاقات التي تدخل إلى الجماعة الداخلية آتية من الجماعة الخارجية

ن عدد أفراد الجماعة الداخلية

هـ عدد العلاقات التي تخرج من الجماعة الداخلية متجهة إلى الجماعة الخارجية.

والمثال التالي يوضح استخدام هذا المعامل:

لنفرض أن الجماعة (أ) وهي الجماعة الداخلية تتكون من ٥٠ فرداً وعدد العلامات الداخلية بها ١٢٠ وعدد العلاقات المتجهة إلى الجماعة الخارجية ٣٠ وعدد العلاقات الآتية إليها من الخارج ٢٠ وعدد الأفراد بين الجماعة الخارجية الذين يستقطبون الاختيارات الآتية من الجماعة الداخلية يساوي ١٠.

ويكون معامل التماسك الداخلي للجماعة = (١٠ (١٢٠ + ٢٠)) / (٥٠ × ٣٠) = ١٤٠٠ / ١٥٠٠ = ٩٣,

٥ - معامل جاذبية الجماعة

تعتمد فكرة هذا المعامل على العلاقة بين نسبة الاهتمام ونسبة التأثير لجماعة ما.

حيث نجد أن نسبة الاهتمام = (العدد الفعلي للاختيارات داخل الجماعة) / (العدد الكلي للاختيارات المفترض داخل الجماعة) = ص / ن

كما أن نسبة التأثير = $\frac{\text{عدد الاختيارات الآتية من الخارج}}{\text{العدد الكلي للاختيارات في الجماعة الخارجية}} = \frac{\text{صَ}}{\text{نَ}}$

(لاحظ أن ن هي عدد أفراد الجماعة الداخلية، نَ عدد أفراد الجماعة الخارجية)

وبالتالي فإن معامل جاذبية الجماعة هو مجموع هاتين النسبتين.

$$= \frac{\text{ن صَ} + \text{ص نَ}}{\text{ن نَ}}$$

وللتأكد من الدلالة الإحصائية لهذا المعامل ـ كما اقترحه المؤلف سنة ١٩٦٣ ـ فقد اعتمد على فكرة الدلالة الاحصائية للفرق بين معاملين حيث نحسب القيمة المتوقعة لهذا المعامل من القانون التالي:

$$\text{القيمة المتوقعة} = \frac{\text{٢ ن}_{١}}{\text{ن} - ١}$$

حيث ن هي العدد الكلي للمجموعتين (الداخلية والخارجية)

$\text{ن}_{١}$ هي عدد الجماعة الداخلية.

كما يحسب الانحراف المعياري لهذا المعامل من القانون التالي:

$$\sqrt{\frac{\text{ن}_{١}}{\text{ن} - ١} \cdot \left(١ - \frac{\text{ن}_{١}}{\text{ن} - ١}\right) \cdot \frac{\text{ن}}{\text{ن}_{١}(\text{ن} - \text{ن}_{١})}}$$

بعد ذلك نقسم الفرق بين القيمة المتوقعة للمعامل والقيمة الحقيقية له على قيمة الإنحراف المعياري وعليه يقارن الناتج بمستوى الدلالة الاحصائية حيث تكون القيمة ١,٩٦ عند ٠,٠٥، ٢,٥٨ عند ٠,٠١

.....

المراجع

١ - سعد عبد الرحمن السلوك الانساني تحليل وقياس المتغيرات مكتبة الفلاح ١٩٧٧

2 - Gardner, E, and Thompson, G., Social relations and morale in small groups Appleton-Century-Crofts, 1956.



طبع في دار النفائس ت ٣٠٢٥٢٨ ص.ب ١١٦٣٤٧. بيروت
بيروت - ص.ب: ١١/٦٣٤٧ - هاتف: ٨١٠١٩٤ - برقيًا: دانفايسكو